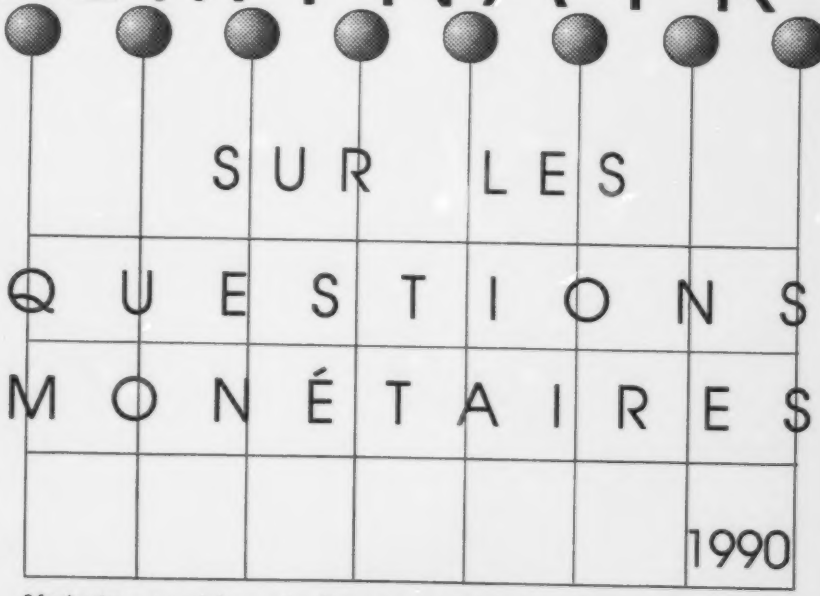
SÉMINAIRE SUR LES QUESTIONS MONÉTAIRES



Séminaire organisé par la Banque du Canada, du 7 au 9 mai 1990

On peut se procurer des exemplaires des versions française ou anglaise du présent ouvrage au prix de 15 $ l'unité.

Les personnes qui résident au Canada sont priées d'ajouter au montant de leur commande 7 % pour la TPS.

Adresser les commandes à la :

Diffusion des publications
Banque du Canada
234, rue Wellington
OTTAWA (Canada)
K1A 0G9
Téléphone : (613) 782-8248

Les paiements doivent être faits à l'ordre de la Banque du Canada et libellés en dollars canadiens.

© Banque du Canada, juin 1992

Les opinions exprimées dans cet ouvrage sont celles des auteurs et ne traduisent pas nécessairement le point de vue de la Banque du Canada.

Cet ouvrage a été imprimé au Canada sur du papier recyclé.

Remerciements

Charles Freedman, Paul Jenkins et David Longworth ont joué un rôle déterminant dans l'étape initiale de la planification du Séminaire sur les questions monétaires et dans la sélection des participants. Diane Hammond et Fern Monast ont apporté un précieux concours à l'organisation du Séminaire en se chargeant des détails d'ordre administratif.

Les compétences et l'expertise de nombreuses personnes ont été mises à contribution dans la préparation des actes du Séminaire. À cet égard, il convient de citer Francesco Caramazza, Kevin Clinton, David Longworth, Kim McPhail et Bruce Montador, qui ont passé les différents textes en revue pour en vérifier le contenu et établir une certaine continuité entre eux. Lea-Anne Solomonian a assuré la révision de la version anglaise des textes et a dirigé avec Maura Giuliani le travail de présentation du volume anglais. David Miller, du Service de traduction, a traduit l'une des études vers l'anglais. Stella Wiggins, Sylvie Dubois, Gisèle Bousquet et Lynn Lepage se sont chargées avec soin de la mise en forme finale des documents en version anglaise.

Pour ce qui est de la version française, soulignons que sa production a également nécessité la collaboration d'un grand nombre de personnes. La traduction des textes rédigés en anglais a été réalisée sous la direction du Service de traduction. Nous tenons à mentionner en particulier la contribution des réviseurs Madeleine Renaud et Termontour Mondésir. Madeleine s'est aussi chargée, avec la collaboration de Lyne Kingsbury et d'Andrée-Anne St-Arnaud, de la présentation et de la mise en forme finale des traductions françaises. Eddy Cavé, du Service de rédaction, a revu les textes rédigés en français, qui ont été mis en forme par Stella Wiggins. Jean-François Fillion, du département des Études monétaires et financières, a revu les textes traduits en français.

93-00488/

Table des matières

Introduction i

PREMIÈRE SÉANCE : LA DEMANDE DE MONNAIE (M2 ET M2+)

La demande de M2 et de M2+ au Canada
Francesco Caramazza, Doug Hostland et Kim McPhail 1
Commentaires : Apostolos Serletis 133
Discussion générale 139

Cointégration et demande de M2 et de M2+ au Canada
Steve Ambler et Alain Paquet 145
Commentaires : Jean-Marie Dufour 195
Steve Poloz 201
Discussion générale 205

DEUXIÈME SÉANCE : LES MODÈLES INDICATEURS

L'information véhiculée par les agrégats financiers au cours des années 80
Patrice Muller 211
Commentaires : John McCallum 337
Discussion générale 343

Un modèle BVAR de prévision de la dépense nominale et d'analyse de la politique monétaire canadienne
Daniel Racette et Jacques Raynauld 347
Commentaires : Paul Boothe 427
Jack Selody 435
Discussion générale 439

Table des matières

TROISIÈME SÉANCE : CONCILIATION

Conciliation de la dynamique des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs
Allan Crawford 443
Commentaires : Douglas D. Purvis 505
Discussion générale 511

Synthèse des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs
Allan W. Gregory, Gregor W. Smith et Tony Wirjanto 515
Commentaires : Peter Howitt 567
Pierre Duguay 573
Discussion générale 585

TABLE RONDE

Commentaires : Peter Howitt 589
Pierre Fortin 599
Charles Freedman 607
Discussion générale 617

NOTE DOCUMENTAIRE

Les répercussions des innovations institutionnelles sur les agrégats monétaires
Ed Fine 621

PARTICIPANTS 633

Introduction

David Longworth

Ces vingt dernières années, la Banque du Canada s'est beaucoup intéressée à l'utilisation des agrégats monétaires pour la conduite de la politique monétaire. Les agrégats ont connu leur âge d'or entre 1975 et 1981, période pendant laquelle la Banque avait officiellement fixé les objectifs de croissance de M1. Bien qu'aucun agrégat ne se soit par la suite révélé assez fiable pour servir de cible officielle dans l'application de la politique monétaire, la Banque a continué de poursuivre activement des recherches afin de déterminer dans quelle mesure l'évolution des divers agrégats de la monnaie et du crédit peut être utile à sa politique.

Les deux principaux axes de recherche ont été la demande de monnaie et l'utilisation de variables de monnaie et de crédit à titre d'indicateurs avancés de l'inflation et de l'activité économique. Au cours des quatre dernières années, la Banque a publié quelques travaux importants dans ces deux domaines. Francesco Caramazza, Doug Hostland et Steve Poloz (1990) ont décrit le processus d'élaboration de la politique monétaire et la demande de M2, tandis que Kim McPhail et Caramazza (1990) ont estimé des équations de demande de M2 et de M2+ exprimées en taux de croissance. Hostland, Poloz et Paul Storer (1988) avaient auparavant étudié divers agrégats monétaires à titre d'indicateurs avancés de l'inflation et de la dépense, Leslie Milton (1988) ayant fait de même pour ce qui est de divers agrégats du crédit.

Ce programme de recherche a permis de mettre en évidence certaines propriétés souhaitables des agrégats monétaires M2 et M2+. Par exemple,

les fonctions de demande de ces agrégats étaient assez stables; elles figuraient parmi les meilleurs indicateurs avancés de l'inflation; et leur taux de croissance d'une année sur l'autre présentait une forte corrélation avec celui de la dépense nominale. Ces propriétés ont permis au gouverneur John Crow de déclarer lors d'une conférence donnée sous l'égide de la Fondation Hanson, en janvier 1988, que la Banque se servait de «M2 et de M2+... à titre d'indicateurs dans la formulation de la politique monétaire»[1].

Afin d'offrir une tribune à la critique au sujet des recherches qui sont effectuées par la Banque sur les agrégats monétaires et d'inciter les milieux universitaires canadiens à poursuivre la recherche dans des domaines similaires, la Banque a pris la décision au milieu de 1989 de parrainer un séminaire sur les questions monétaires. Une réunion préparatoire a eu lieu en décembre 1989 entre les auteurs des six principales études et David Laidler, Pierre Fortin et Charles Freedman, dont les conseils se sont révélés fort utiles. Le séminaire s'est déroulé du 7 au 9 mai 1990 à la Banque du Canada.

Le séminaire s'est penché sur six études portant sur les trois sujets suivants : i) la demande de M2 et de M2+, une importance particulière étant attachée à la cointégration; ii) les modèles indicateurs d'inflation et de dépense; et iii) une conciliation des modèles indicateurs de forme réduite et des équations de demande de monnaie, d'une part, et des modèles structurels, d'autre part. Chaque sujet a été traité par un membre du personnel de la Banque et par un universitaire.

---

[1] J. Crow, «La politique monétaire à l'oeuvre au Canada», conférence donnée sous les auspices de la Fondation Eric J. Hanson. *Revue de la Banque du Canada*, février 1988, pp. 3-17.

La demande de monnaie (M2 et M2+)

Dans leur document, Francesco Caramazza, Doug Hostland et Kim McPhail font état des résultats de trois études distinctes portant sur la demande de M2 et de M2+. Dans la première, la demande est représentée sous forme de taux de croissance mensuels avec distribution polynomiale des retards. La deuxième étude analyse la demande à long terme de monnaie dans le contexte de modèles trimestriels de correction des erreurs. La troisième étude, quant à elle, porte sur la demande des principales composantes de M2 : la monnaie hors banques, les dépôts des particuliers et les dépôts autres que ceux des particuliers. Voici les principales conclusions des études : i) l'hypothèse d'homogénéité des prix à long terme n'est pas rejetée dans bien des cas; ii) l'élasticité-taux d'intérêt nette des agrégats au sens large est presque nulle; iii) les ventes d'obligations d'épargne du Canada influent sur les agrégats, mais non leurs encaissements; iv) certains résultats empiriques confirment l'hypothèse de diminution de la demande de monnaie en 1983-1984; et v) l'hypothèse de cointégration de M2 ou de M2+ avec les variables explicatives habituelles n'est pas corroborée.

La question de la cointégration dans les fonctions mensuelles de demande de M2 et de M2+ est approfondie dans l'étude présentée par Steve Ambler et Alain Paquet. Ces derniers concluent que, bien que la vitesse de circulation de M2 et de M2+ présente dans les deux cas des racines unitaires, les deux agrégats sont stationnaires autour d'une tendance qui a un point de rupture après janvier 1983. Étant donné cette tendance, on ne peut rejeter l'hypothèse que l'élasticité par rapport au revenu réel est égale à l'unité.

Les modèles indicateurs

En s'appuyant sur les travaux menés antérieurement à la Banque sur les modèles indicateurs à équation unique, qui expliquent la croissance de la production et l'inflation par leurs valeurs retardées et par l'évolution de variables financières, Patrice Muller se demande si les agrégats financiers constituent de bonnes sources d'information et conclut par l'affirmative. Il signale en outre que les modèles indicateurs qui emploient des valeurs retardées d'un seul agrégat financier, à l'exclusion de toute autre variable financière, tendent à produire de meilleures prévisions que les modèles plus complexes. Il montre que c'est M1 dégonflé à l'aide de l'IPC qui permet le mieux de prédire la croissance réelle du PIB, tandis que M2 et le crédit bancaire à la consommation génèrent les meilleures prévisions de l'inflation. Muller montre aussi que les prévisions des modèles indicateurs anticipent les révisions des comptes nationaux et enrichissent certaines des prévisions macroéconomiques généralement disponibles.

Daniel Racette et Jacques Raynauld cherchent également à déterminer si les agrégats monétaires (la base monétaire, M1 et M2-M1) sont utiles pour la prévision, mais ils le font dans le cadre d'un modèle autorégressif vectoriel bayésien relatif à l'économie canadienne. Ce modèle comprend sept variables canadiennes et cinq variables américaines ou internationales. Les résultats de l'estimation et de la simulation du modèle confirment que les agrégats monétaires jouent effectivement un rôle dans la détermination des prix et de la dépense nominale. Cependant, ce rôle est quelquefois faible par rapport à celui qu'accomplissent les principales variables américaines ou internationales. Dans l'ensemble, le modèle donne de bons résultats sur la période 1980-1987, en comparaison d'un modèle autorégressif simple.

Conciliation

Allan Crawford étudie le type d'équations de demande de monnaie estimées examiné dans la première séance et le type de modèles indicateurs présenté dans le document de Patrice Muller (deuxième séance), afin de voir quels renseignements ils nous fournissent sur les principales relations structurelles existant dans l'économie canadienne. Pour ce qui est de la demande de M2, il montre que l'ajustement plus lent observé par rapport au revenu réel que par rapport aux prix pourrait être dû à une spécification théorique comportant aussi bien un processus d'ajustement partiel qu'un effet de revenu permanent. En ce qui concerne la présence de M2 retardé dans les modèles indicateurs, Crawford fait valoir qu'elle peut provenir d'une fonction de réaction des taux d'intérêt visant le contrôle de la croissance monétaire. Si, en théorie, la monnaie peut également servir de variable d'approximation des contraintes de liquidité imposées à la dépense, des résultats empiriques font douter de cette interprétation, puisque les coefficients de la monnaie restent significatifs lorsque diverses mesures du crédit sont ajoutées à l'équation.

Allan Gregory, Gregor Smith et Tony Wirjanto se penchent sur un large éventail de questions dans le cadre de modèles de demande de monnaie et de modèles indicateurs afin de faire plus de lumière sur le mécanisme de transmission. Ils examinent des structures théoriques simples (appelées processus générateurs d'informations ou PGI) sous diverses hypothèses concernant la mesure et l'exogénéité des variables. Ils montrent que, sous l'hypothèse de taux d'intérêt nominaux exogènes, si l'on veut que la monnaie retardée intervienne dans le modèle indicateur de production lorsque l'équation de demande de monnaie présente une dynamique réaliste, il faut que les erreurs du PGI relatif à la monnaie et que celles du PGI relatif à la production soient négativement corrélées et que l'erreur retardée du PGI

ayant trait à la monnaie et l'erreur du PGI ayant trait à la production soient positivement corrélées. Les auteurs concluent que la conception que la banque centrale se fait des mécanismes de transmission ainsi qu'un large éventail d'autres structures théoriques sont compatibles avec la dynamique des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs.

Table ronde

Au cours du débat qui a eu lieu dans le cadre d'une table ronde à la fin du séminaire, Peter Howitt, Pierre Fortin et Charles Freedman ont fait la synthèse des résultats présentés dans les documents, évoqué les autres recherches qui seraient utiles et examiné les conséquences de ces résultats pour la politique monétaire.

Peter Howitt plaide en faveur d'un plus grand nombre de travaux théoriques sur les fondements microéconomiques, les implications des anticipations rationnelles et le processus d'offre de monnaie. Il signale que les résultats des modèles indicateurs vont à l'encontre du postulat selon lequel les résidus de la demande de monnaie doivent faire l'objet d'une politique monétaire accommodante et il fait valoir qu'il faudrait peut-être accorder plus d'attention à M1.

Pierre Fortin suggère qu'on approfondisse les recherches sur la nature du changement structurel que subit la demande de M2 en 1983, le rôle de la richesse et des écarts de taux de rendement dans la demande de M2, la nature et la stabilité de la demande de M1, l'affinement des modèles autorégressifs vectoriels bayésiens (BVAR) et l'identification des modèles macroéconomiques structurels. Sur le plan de la politique monétaire, il est d'avis que les études ne sont pas favorables à un retour aux cibles d'expansion du stock de monnaie. Il fait valoir en outre qu'il conviendrait d'examiner une façon de tirer parti de la méthode BVAR dans l'analyse et la prévision de la

politique monétaire. Enfin, les banques centrales devraient continuer de prendre en considération un large éventail d'informations, d'agir avec prudence et de faire preuve de souplesse, étant donné les innovations financières et les modifications de la demande.

Charles Freedman souligne qu'il est très important d'adopter une «approche cohérente et intégrée» face à une interprétation de l'évolution des agrégats de la monnaie et du crédit qui tient compte à la fois des modèles indicateurs et des modèles de demande de monnaie. Il attache une certaine importance à la possibilité que des relations non linéaires servent au rapprochement des deux types de modèles, tout en soutenant que la thèse du déséquilibre de la quantité de monnaie ne serait probablement pas d'une grande utilité.

Bibliographie

Caramazza, F., D. Hostland et S. Poloz (1990). «The Demand for Money and the Monetary Policy Process in Canada», *Journal of Policy Modeling*, vol. 12, été, pp. 387-426.

Crow, J. (1988). «La politique monétaire à l'oeuvre au Canada», conférence donnée sous les auspices de la Fondation Eric J. Hanson, *Revue de la Banque du Canada*, février.

Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, rapport technique n° 48, Banque du Canada.

McPhail, K. et F. Caramazza (1990). *La demande de M2 et M2+ au Canada : quelques résultats récents*, document de travail n° 90-3, Banque du Canada, février.

Milton, L. (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Credit Aggregates*, rapport technique n° 49, Banque du Canada.

DEMANDE
DE
MONNAIE

LA DEMANDE DE M2 ET DE M2+ AU CANADA

Francesco Caramazza, Doug Hostland et Kim McPhail*

Introduction et sommaire

L'objet de la présente étude est de faire connaître les résultats de trois projets de recherche entrepris récemment à la Banque du Canada concernant la demande des agrégats monétaires au sens large M2 et M2+[1]. L'intérêt pour les agrégats monétaires au sens large s'est accru après que la Banque du Canada eut cessé en novembre 1981 de viser des fourchettes cibles de croissance pour l'agrégat M1, considéré dans les années 70 comme l'indicateur monétaire le plus fiable des variations de la dépense globale. Cependant, vers la fin des années 70 et le début des années 80, la relation assez stable et étroite qui avait jusqu'alors existé entre M1, la dépense globale et les taux d'intérêt à court terme a commencé à se relâcher par suite de l'accroissement des innovations dans le secteur financier. Lorsque les ménages et les entreprises se sont mis à tirer parti des nouveaux services offerts par les institutions financières en matière de gestion des encaisses de transaction, M1 est devenu un guide moins sûr pour la conduite de la politique monétaire. Les recherches effectuées à la Banque se sont alors étendues aux agrégats

---

1 M2 comprend la monnaie, les dépôts à vue (après déduction des effets de paiement du secteur privé en cours de compensation), tous les dépôts à préavis et à terme des particuliers ainsi que les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers dans les banques à charte. On obtient l'agrégat M2+ en ajoutant à M2 les dépôts du secteur privé dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, les credit unions et les caisses populaires.

* *Les auteurs désirent remercier leurs collègues de la Banque du Canada d'avoir bien voulu commenter les versions préliminaires du texte.*

monétaires dont la définition est suffisamment large pour englober les déplacements de fonds entre différents types de dépôts imputables aux innovations financières. Elles ont porté à la fois sur les agrégats monétaires traditionnels, obtenus par sommation, et les agrégats superlatifs (de Divisia)[2].

Néanmoins, on a cru qu'aucune de ces mesures de la monnaie ne pouvait remplir le rôle exigeant de cible formelle de la politique monétaire, à cause entre autres du problème de stabilité structurelle et des propriétés dynamiques discutables des équations traditionnelles de demande de monnaie. Ces agrégats peuvent toutefois fournir des renseignements utiles sur l'évolution de la dépense nominale, de la production réelle et de l'inflation, comme le montrent les recherches de Cockerline et Murray (1981), Hostland, Poloz et Storer (1988) et Muller (1989) sur la valeur de différents agrégats monétaires à titre d'indicateur.

Les recherches effectuées récemment sur les modèles indicateurs de monnaie et de crédit sont exposées en détail dans l'étude que Muller publie dans le présent volume. Nous nous contenterons, pour notre part, de noter que M2 est l'agrégat monétaire dont le taux de croissance constitue le meilleur indicateur avancé de l'inflation, alors que la croissance de M2+ représente le meilleur indicateur contemporain de l'évolution du revenu nominal. Ces constatations et la stabilité relative de M2 et de M2+ expliquent que notre recherche sur la demande de monnaie soit centrée sur ces agrégats.

Une question importante qui se pose est celle de la dynamisation des modèles de demande de monnaie. Les recherches antérieures ont surtout porté sur des modèles où les variables étaient exprimées en niveaux à l'aide d'une simple dynamique comportant un ajustement partiel. Dans les modèles

---

2 Pour plus de renseignements sur les agrégats superlatifs, voir Cockerline et Murray (1981).

de ce type, le coefficient de la valeur retardée de la variable dépendante s'est révélé généralement assez élevé, se situant aux environs de 0,9 dans le cas de régressions mensuelles, ce qui signifie qu'après un an, environ la moitié seulement de l'ajustement est effectuée. Ce résultat statistique ne vaut d'ailleurs pas que pour le Canada : il s'applique à la majorité des agrégats monétaires utilisés dans différents pays pour diverses périodes d'estimation. Si l'on interprète ce résultat sous l'angle de l'ajustement dynamique du comportement individuel, on en vient à la conclusion que la vitesse d'ajustement qu'il implique est d'une lenteur peu vraisemblable. On a tenté d'expliquer ce «fait stylisé» en recourant à un certain nombre de justifications d'ordres théorique et statistique; aucune n'a toutefois permis l'émergence d'un modèle de demande de monnaie entièrement satisfaisant. Expliquer la dynamique des fonctions de demande de monnaie est certes important, car cela permet de mieux interpréter les régressions portant sur la demande de monnaie, mais le but que nous visons ici est d'explorer les conséquences possibles de différentes méthodes de modélisation de cette dynamique. Caramazza, Hostland et Poloz (1990) passent en revue d'autres interprétations de ce type de régression.

Étant donné l'importance que nous attachons à l'ajustement dynamique en courte période, nous commençons notre analyse (résumée à la section 2) de la demande de monnaie en proposant des modèles de demande de M2 et de M2+ où interviennent des variables mesurées en taux de croissance mensuels et dotées d'une structure polynomiale de retards[3]. Cette modélisation diffère sous deux aspects de la spécification traditionnelle, où les

---

[3] Différentes équations de demande de M2 et de M2+ exprimées en taux de croissance mensuels ont été exploitées à la Banque au cours des dernières années. Les résultats obtenus à l'aide de l'équation décrite dans la présente étude ont été publiés dans «Note technique : La demande de M2 et de M2+ au Canada», livraison de décembre 1989 de la *Revue de la Banque du Canada*. Ils sont tirés de recherches effectuées par divers économistes du département des Études monétaires et financières.

variables sont exprimées en niveaux et l'ajustement est partiel. D'une part, notre modèle suppose que le terme d'erreur figurant dans l'équation de demande n'est pas stationnaire; d'autre part, il n'impose pas de restriction à la dynamique puisqu'il permet aux encaisses de s'ajuster à l'évolution des variables explicatives à des vitesses différentes. L'ajustement dynamique aux variations des prix, des taux d'intérêt ou du revenu réel se révèle très rapide dans ce modèle : il ne prend qu'une seule année. On peut en induire que la formalisation sous forme de marche aléatoire (approximative tout au moins) de l'erreur que renferme l'équation de demande de M2 et de M2+ peut servir à repérer la dynamique de la demande de monnaie à court terme. De plus, pour bien saisir dans tous ses aspects la dynamique de la demande de monnaie, il faudrait s'appliquer à spécifier correctement la fonction de demande de monnaie à long terme. C'est pourquoi nous avons poussé nos recherches dans cette direction.

À la section 3, nous examinons à l'aide de données trimestrielles la demande à long terme de M2 et de M2+. Entre autres objectifs, nous désirons déterminer si l'on peut établir une distinction entre différentes formulations de cette demande. Pour ce faire, il est nécessaire de savoir si les chocs aléatoires sur la demande de M2 ou de M2+ ont des effets permanents (ce qu'implique le modèle exprimé en taux de croissance) ou s'il est plus pertinent de décrire ces chocs comme ayant des effets transitoires sur le niveau de M2 ou de M2+ (auquel cas il serait approprié de représenter la dynamique de M2 et de M2+ à l'aide de variables spécifiées en niveaux). Un second objectif est d'analyser les conséquences que pourraient avoir sur la dynamique de la demande de monnaie différentes spécifications à long terme de la fonction de demande de monnaie.

Le cadre d'analyse utilisé pour l'étude de la fonction de demande de monnaie à long terme diffère de celui qui est employé dans la section 2. Plutôt que de chercher à saisir la dynamique mensuelle en spécifiant une

structure polynomiale de retards, nous examinons des modèles trimestriels de correction des erreurs. L'établissement des paramètres de ces modèles sert bien nos objectifs, car ce processus est adapté aux diverses méthodes statistiques dont nous nous servirons pour tirer nos inférences au sujet de la fonction de demande de monnaie à long terme. Afin de distinguer entre différentes spécifications de la demande à long terme de M2 et de M2+, nous nous attachons à déterminer s'il est possible de repérer une relation de cointégration sous-jacente à la fonction de demande de monnaie. L'analyse effectuée dans la section 3 porte en grande partie sur les statistiques présentées à l'appui de l'hypothèse de cointégration. Nous examinons également certaines questions liées à la spécification de long terme, telles que la validité statistique de l'hypothèse d'homogénéité des prix à long terme, le rôle que jouerait une composante déterministe dans la vitesse de circulation de la monnaie et, enfin, la possibilité que la fonction relative à la vitesse tendancielle de circulation ait présenté des points de rupture. Cela nous amène à examiner les implications qu'ont différents modèles de demande à long terme de M2 et de M2+ pour les propriétés dynamiques de court terme estimées.

Dans le cadre de nos travaux récents sur la demande de monnaie, nous avons aussi tenté de déterminer si, en scindant la demande de monnaie en ses différentes composantes, on arrive à mieux comprendre les variations de la monnaie au sens large au Canada et si les résultats obtenus à partir des équations globales concernant les propriétés de la fonction globale de demande de monnaie à long terme s'en trouveraient confirmés. La section 4 passe en revue trois composantes distinctes de M2, soit la monnaie hors banques, les dépôts des particuliers et les dépôts autres que ceux des particuliers. La méthode retenue s'apparente à celle de la section 3, quoique la recherche de la meilleure spécification y soit conduite quelque peu

différemment et qu'un plus grand nombre de variables explicatives y soient utilisées.

Un certain nombre de conclusions émergent des analyses présentées dans les trois sections précitées. En général, il est difficile de distinguer entre diverses spécifications de la demande de monnaie à long terme, bien qu'il apparaisse clairement que le revenu et les prix jouent un rôle important dans ces spécifications. Cette difficulté semble imputable au petit nombre de degrés de liberté et à la faible puissance des techniques statistiques disponibles. D'autres modèles produisent différentes élasticités-revenu à long terme, allant de 0,4 à 1,3 pour M2 et de 0,5 à 1,5 pour M2+, selon que l'équation estimée est exprimée en taux de croissance ou qu'elle contient une tendance linéaire (ou encore un terme de dérive lorsqu'elle est spécifiée en taux de croissance). Cependant, les écarts d'élasticité ne sont pas aussi grands qu'ils peuvent le sembler à première vue. En effet, la valeur de l'élasticité-revenu à long terme obtenue du modèle définissant les composantes de M2, soit 1,4, est très semblable à celle (1,3) que nous obtenons à partir du modèle agrégé de M2 avec correction des erreurs et sans variable de tendance. Les propriétés de régime permanent (*steady state*) de ce dernier modèle sont assez analogues à celles du modèle exprimé en taux de croissance; la raison en est probablement que la variable de tendance reflète une partie de l'incidence du revenu permanent ou de la richesse. Les résultats empiriques n'établissent pas clairement l'homogénéité des prix à long terme. En général, la contrainte d'homogénéité ne peut être rejetée lorsqu'on pose l'existence d'une racine unitaire; elle l'est toutefois dans les modèles de correction des erreurs. Nous attribuons ce rejet à une erreur de spécification.

L'élasticité-taux d'intérêt nette de M2 et de M2+ est presque nulle. En effet, le coefficient du taux de rendement du papier commercial à 90 jours, qui représente le coût d'opportunité associé à la détention d'encaisses et de dépôts non rémunérés, est en général non significatif dans les équations

globales de demande de M2 et de M2+. Toutefois, le coût d'opportunité lié à la détention de dépôts productifs d'intérêts contribue, quant à lui, à expliquer les fluctuations courtes de M2 et de M2+; ce coût est représenté par l'écart entre le taux de rendement du papier commercial à 90 jours (R90) et le taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les banques (B90). Quoique B90 soit une bonne approximation du taux de rendement propre des dépôts au cours des années 70 et de la majeure partie des années 80, il se peut que ce ne soit pas le cas pour ce qui est des dernières années. En effet, le taux de rendement des comptes de placement - c'est-à-dire les comptes d'épargne à taux d'intérêt quotidien progressif, introduits en 1985 -, qui est voisin de celui des bons du Trésor pour la tranche la plus élevée de ces comptes, peut à l'heure actuelle s'avérer une mesure plus représentative du taux de rendement propre des dépôts d'épargne des particuliers. Nous avons construit une série du taux propre (TPROPRE) qui tient compte du taux d'intérêt sur la tranche supérieure des dépôts d'épargne à intérêt quotidien et nous l'avons trouvée plus satisfaisante sur le plan statistique, pour ce qui est des quelques dernières années, que le taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les banques.

Nous avons également trouvé une variable qui explique les fluctuations de la croissance de M2 dans les équations mensuelles. Il s'agit, en l'occurrence, de l'écart entre le taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les banques et le taux correspondant offert par les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, soit (B90-F90). Cependant, ce résultat ne résiste pas très bien à un changement de spécification. Il est corroboré par l'équation formalisant la fraction de M2 détenue par les particuliers, mais non par les modèles agrégés de M2 avec correction des erreurs. L'élasticité-taux d'intérêt nette des dépôts des particuliers compris dans M2 est positive, ce qui n'a rien d'étonnant, mais plus élevée que ne le laisse prévoir la possibilité de substituer des dépôts à la monnaie hors banques en réaction à une hausse des

taux d'intérêt. Pour ce qui est de la monnaie hors banques et des dépôts autres que ceux des particuliers, les élasticités-taux d'intérêt nettes des équations les plus performantes sont négatives (de l'ordre de -0,3 et de -0,2 respectivement).

L'une des choses qui rendent intéressante la modélisation de la demande de M2 et de M2+ est que ces agrégats sont assez larges pour englober tous les transferts de fonds entre les types de dépôts imputables aux innovations financières. Toutefois, cette caractéristique soulève certaines questions au sujet des possibilités de substitution, questions qui ne se posent pas lorsqu'on modélise des agrégats plus étroits comme M1. L'une de ces questions concerne la substituabilité entre les dépôts tenus dans les banques et ceux qui le sont dans les institutions parabancaires; une autre a trait aux possibilités de substitution entre les dépôts d'épargne des particuliers et les obligations d'épargne du Canada. Les obligations d'épargne semblent être de proches substituts de M2 et de M2+, quelle que soit la spécification retenue. De plus, les équations mensuelles spécifiées en taux de croissance font ressortir que l'incidence des obligations d'épargne sur M2 et M2+ est asymétrique : les ventes d'obligations d'épargne agissent sur ces agrégats, mais pas les encaissements.

Cette asymétrie paraît imputable notamment au fait que seuls les investisseurs très avisés délaissent les obligations d'épargne lorsque les hausses de taux d'intérêt en diminuent l'attrait. Ces agents économiques semblent alors surtout se tourner vers les bons du Trésor. Ainsi, les encaissements d'obligations d'épargne du Canada ne se traduisent que par un bref afflux de fonds dans les dépôts faisant partie de M2 et de M2+. En effet, toutes les fois qu'ont eu lieu des encaissements massifs de ces titres, la variation nette de l'ensemble du portefeuille d'obligations d'épargne du Canada et de bons du Trésor que détiennent les ménages a été très faible. Cependant, durant la période de vente des obligations d'épargne, les fonds servant à l'achat de

ces dernières proviennent en majeure partie des dépôts d'épargne des particuliers; tout compte fait, les ménages ne semblent pas accroître leur portefeuille d'obligations aux dépens de leur portefeuille de bons du Trésor.

En 1983 et 1984, le ratio de M2 et de M2+ au PIB nominal a connu une baisse marquée. Celle-ci coïncide avec un changement structurel apparent dans les équations mensuelles de demande de monnaie dont les variables sont mesurées en taux de croissance. Le comportement de M2 et de M2+ durant cette période d'après-récession semble s'expliquer entre autres par une diminution des activités d'intermédiation, tenant au fait que les ménages affectaient leurs avoirs liquides au remboursement de leurs dettes. Il s'agit là toutefois d'une explication qu'il a été difficile de vérifier empiriquement. Dans les équations mensuelles de M2 et de M2+ formulées en taux de croissance, nous traitons la baisse apparente de la demande de monnaie au moyen d'une variable muette, que nous appelons variable de déplacement de la période de «consolidation». La validité de cette variable n'est confirmée qu'en partie par les résultats des autres spécifications : en effet, la variable a un coefficient significatif dans les modèles trimestriels de M2 et de M2+ avec correction des erreurs, mais elle n'est pas appuyée par les résultats des régressions statiques. Dans l'équation définissant la fraction de M2 détenue par les particuliers, le coefficient de cette variable muette n'est pas significatif lorsque la spécification inclut le ratio Bénéfice/Cours (lequel sert à représenter la substitution qui se fait entre les dépôts d'épargne des particuliers et les actions). Compte tenu de ces résultats partagés et du biais inhérent à la sélection de la variable de déplacement de la période de consolidation, il nous est impossible à l'heure actuelle d'offrir une explication définitive du comportement de M2 et de M2+ durant cette période.

Comme nous l'avons déjà mentionné, les équations mensuelles spécifiées en taux de croissance supposent des vitesses d'ajustement beaucoup plus grandes aux variations des prix, du revenu et des taux d'intérêt que celles

qu'impliquent habituellement les modèles traditionnels avec ajustement partiel formulés en niveaux. Les modèles de correction des erreurs indiquent cependant que l'on peut aussi obtenir des vitesses d'ajustement plus grandes en relâchant les contraintes que les modèles avec ajustement partiel imposent au processus dynamique. Les modèles de correction des erreurs que nous estimons impliquent des vitesses d'ajustement de la demande de monnaie aux variations des prix qui sont légèrement supérieures à celles que laissent supposer les modèles spécifiés en taux de croissance. Par conséquent, l'hypothèse que l'équation de demande de M2 et de M2+ renferme un terme d'erreur ayant une racine unitaire n'accélère pas nécessairement le processus dynamique. Qui plus est, l'ajustement implicite de M2 et de M2+ aux variations du revenu est plus sensible à l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire que ne l'est l'ajustement de ces agrégats aux variations des prix.

Les modèles spécifiés en taux de croissance affichent des rythmes d'ajustement beaucoup plus rapides aux variations du revenu réel que les modèles de correction des erreurs, mais l'incidence à long terme de ces chocs y est plus faible. D'après nos estimations, les agrégats M2 et M2+ s'ajustent aux variations du revenu et des prix à des vitesses assez similaires dans le cas des modèles mesurés en taux de croissance, tandis que, dans les modèles de correction des erreurs, l'ajustement aux variations des prix est environ deux fois plus rapide que l'ajustement à une variation du revenu. Le fait que la vitesse d'ajustement de M2 et de M2+ aux variations du revenu réel dépend de la spécification utilisée pour formaliser la demande de monnaie n'est sans doute pas surprenant, étant donné les différentes élasticités-revenu à long terme obtenues par estimation. Lorsque les équations sont exprimées en taux de croissance, l'incidence du revenu permanent se reflète en majeure partie dans le terme constant, tandis que, dans les modèles de correction des erreurs, elle se traduit plutôt par des délais plus longs.

L'une des principales conclusions émergeant de l'analyse de la demande de monnaie à long terme est qu'il est difficile de trouver des preuves statistiques à l'appui de l'hypothèse de cointégration. Les tests de cointégration effectués ne permettent point de conclure à l'existence d'un lien de cointégration entre M2 et M2+ et les variables explicatives comprises dans la fonction de demande à long terme. Par conséquent, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse implicite des équations spécifiées en taux de croissance selon laquelle le terme d'erreur de la demande de M2 et de M2+ est doté d'une racine unitaire.

Comme nous l'avons signalé précédemment, les diverses spécifications de la demande de monnaie étudiées dans le présent document ne possèdent pas les mêmes propriétés dynamiques. La signification de ce constat pour la conduite de la politique monétaire dépend du rôle assigné aux agrégats monétaires dans le processus de définition des politiques. Si l'on visait comme objectif intermédiaire un certain taux de croissance de M2 ou de M2+ sur plusieurs périodes, le choix de la fonction de demande de monnaie aurait alors d'importantes conséquences en ce qui concerne la conduite de la politique monétaire au cours de la période considérée. En particulier, il serait primordial d'établir si le terme d'erreur est stationnaire ou non. Si l'on considère que les chocs de la demande de monnaie sont permanents, on doit permettre au stock de monnaie de s'écarter de son sentier de croissance cible. En revanche, si ces chocs sont perçus comme temporaires, il est plus approprié d'empêcher le stock de monnaie de s'écarter de son niveau cible, en maintenant ce stock à l'intérieur de bandes reflétant la persistance des variations de la vitesse de circulation de la monnaie[4]. Si toutefois, comme

---

[4] Friedman et Kuttner (1989) constatent que, dans le cas des États-Unis, M2 et le revenu ne sont pas cointégrés. Ils en concluent que «même si l'on devait formuler la politique monétaire en fonction de cibles (intermédiaires) de croissance monétaire, le fait que monnaie et revenu ne sont pas cointégrés signifie qu'il n'existerait aucun fondement empirique à d'éventuelles tentatives de résister à la «dérive» résultant

c'est le cas actuellement, les agrégats monétaires servent entre autres choses à renseigner ponctuellement sur la vigueur de la croissance de la dépense nominale dans le trimestre courant ou subséquent plutôt que d'être utilisés comme cibles, les diverses spécifications de la demande de monnaie décrites ci-dessus ont à peu près le même contenu informatif.

Plusieurs des questions soulevées ici ne sont pas entièrement résolues et demandent des recherches plus poussées. Mentionnons entre autres la définition d'une meilleure variable d'approximation du taux de rendement propre de l'agrégat monétaire au sens large; l'application des tests de cointégration plus puissants qui sont en voie d'élaboration et qui doivent nous permettre de tirer des conclusions plus robustes concernant les relations de cointégration et la demande de M2 et de M2+ à long terme; et les conséquences qu'ont différentes mesures du revenu permanent (ou de la richesse) pour l'ajustement de M2 et de M2+ aux variations du revenu. Il est d'ailleurs possible que la recherche future clarifie d'autres points, tels que le comportement de la vitesse de circulation de M2 et de M2+ en 1983 et en 1984, et l'obtention d'une élasticité-taux d'intérêt nette positive, quoique faible, dans le cas des dépôts des particuliers. Il semble toutefois que seul un modèle de portefeuille doté d'une structure institutionnelle plus riche permettrait de résoudre de façon assez satisfaisante certaines questions, comme, par exemple, la nature des substitutions qui s'opèrent entre les dépôts d'épargne des particuliers, les bons du Trésor et les obligations d'épargne du Canada, ou celle des substitutions qui s'exercent entre M2 et la composante qu'on lui ajoute pour obtenir M2+, autrement dit, les changements qui ont lieu dans les parts de l'ensemble des dépôts respectivement détenues par les banques et les institutions parabancaires.

---

d'écarts aléatoires persistants entre la croissance monétaire observée et la cible correspondante.» (Traduction libre)

Avant de nous pencher sur les estimations empiriques, nous allons faire brièvement la revue de la littérature relative à la demande de monnaie au sens large au Canada, laquelle sera suivie d'un survol des principales innovations financières ayant influencé les agrégats monétaires.

1. Vue d'ensemble

1.1 Aperçu de la littérature

Le modèle type de demande de monnaie que l'on rencontre généralement dans la littérature empirique portant sur la demande de monnaie au sens large au Canada est fondé sur l'hypothèse que le niveau d'encaisses réelles désiré à long terme est fonction du revenu réel ou de la richesse et du niveau des taux d'intérêt. Sa dynamisation repose sur le postulat que les encaisses s'ajustent graduellement à l'évolution des variables explicatives. L'équation de demande de monnaie est habituellement exprimée en logarithmes, bien qu'en certains cas, on y trouve le niveau plutôt que le logarithme du taux d'intérêt. Certaines études [Boughton (1981), Clark (1973), Cockerline (1979), Cockerline et Murray (1981), Laumas et Formuzis (1968) et Ram (1982)] partent de l'hypothèse que l'ajustement des encaisses nominales à une variation des prix survient instantanément, alors que d'autres [Cameron (1979), Clinton (1973), Foot (1977), Rausser et Laumas (1976) et White (1976)] autorisent un ajustement graduel, mais imposent une élasticité-prix de long terme égale à un. Dans certaines études (Boughton, Clinton, Cockerline, Foot), les effets dynamiques sont modélisés à l'aide d'une transformation de Koyck, tandis que d'autres (Cameron, White) tirent plutôt parti d'une distribution polynomiale de retards. Le coût d'opportunité de la monnaie est fréquemment représenté au moyen d'un taux d'intérêt unique, pratiqué sur un marché concurrentiel, mais Cameron, Clinton, Cockerline et Foot font aussi intervenir une estimation du taux de rendement propre des dépôts; il s'agit en général d'une moyenne pondérée des composantes de

l'agrégat monétaire à l'étude. Pour leur part, Boughton et Ram retiennent également le taux d'inflation à titre de variable explicative.

L'ensemble de ces études aboutissent à des résultats analogues. À l'exception de Clark et, pour certaines périodes d'estimation, de White, les chercheurs obtiennent tous une élasticité-revenu à long terme voisine de l'unité et une incidence négative et statistiquement significative du taux d'intérêt sur la demande de monnaie au sens large. White, pour sa part, obtient un résultat différent : l'incidence du taux d'intérêt n'est significative ni sur le plan économique, ni sur le plan statistique. Dans les études qui utilisent aussi une mesure du taux de rendement propre des dépôts, cette variable entre dans l'équation de demande avec le signe positif attendu.

La stabilité de la demande de monnaie au sens large a été évaluée de plusieurs façons : par l'examen de résidus ordinaires ou récursifs, par l'application de tests de Chow, ou encore par l'estimation de modèles à paramètres variables. La majorité des études font état de certains indices d'instabilité. Boughton et Ram sont néanmoins incapables de rejeter l'hypothèse que la demande de M2 ne subit aucune rupture structurelle.

Signalons finalement que la majeure partie des travaux empiriques publiés ne couvre pas la décennie 80. En effet, la période d'estimation laisse de côté une époque marquée par un accroissement rapide des innovations financières et où l'inflation est devenue modérée, contrastant en cela avec le paysage économique des années 60 et 70 caractérisé, quant à lui, par une inflation élevée et en hausse.

1.2 Innovations financières et agrégats monétaires

Les innovations financières survenues au Canada depuis le milieu des années 70 découlent entièrement des modifications qu'ont subies les conditions du marché; elles ne sont pas l'effet d'une déréglementation

financière du type de celle que l'on observe aux États-Unis et en d'autres pays[5]. Nous entendons par là qu'elles sont nées de l'interaction des taux d'intérêt et des taux d'inflation élevés qui ont sévi à la fin des années 70 et au début des années 80, des progrès enregistrés dans le traitement de l'information et de la concurrence entre les institutions financières. De sorte que leurs conséquences sur les agrégats monétaires ont été plutôt continues et graduelles.

Les innovations financières ont touché tant les ménages que les entreprises. Ces dernières ont connu deux grandes périodes d'innovation. La première débute au milieu des années 70 avec les services sophistiqués de gestion des encaisses que les banques ont commencé à offrir aux grandes entreprises et aux grands organismes publics. La seconde période est celle du début des années 80, époque où les entreprises de petite taille se sont mises à utiliser ces services et où les banques ont commencé à offrir aux entreprises des comptes rémunérés assortis du droit de tirer des chèques. Cela a entraîné une réduction des encaisses de transaction détenues par les entreprises, de même qu'un transfert de fonds des comptes courants aux dépôts à préavis autres que ceux des particuliers, lesquels font partie de M2.

La première innovation majeure à avoir influencé les dépôts détenus par les ménages a été l'introduction en 1979 des dépôts d'épargne à intérêt quotidien (DEIQ)[6]. Comme on ne pouvait généralement pas utiliser ces dépôts à des fins de transactions, le gros des fonds qui s'y trouvaient provenaient d'autres types de comptes d'épargne. Les ménages ont néanmoins été incités à détenir moins d'encaisses de transaction, ce qui a

---

5 Pour une description détaillée des innovations financières survenues au Canada, voir Freedman (1983) et Fine (1990), reproduit dans le présent volume.

6 La Banque de la Colombie-Britannique et certaines credit unions offrent des DEIQ depuis le milieu des années 60. Cependant, leur croissance ne s'est mise à s'accélérer qu'en 1979, lorsque les principales banques ont commencé à les offrir à la grandeur du Canada.

contribué à réduire la demande de comptes de chèques personnels, partant, la demande de M1[7]. La deuxième innovation majeure dont les conséquences sur le comportement des agrégats monétaires ont été importantes a été l'introduction en 1981, par l'ensemble du système bancaire, de comptes-chèques à intérêt quotidien (CCIQ)[8], lesquels comportent à la fois certaines caractéristiques des dépôts d'épargne à intérêt quotidien et des comptes de chèques personnels. Les CCIQ, qui entrent dans la catégorie des dépôts à préavis, font partie de M2, mais non de M1[9]. La croissance de ce type de dépôts a été très rapide, mais elle semble en grande partie s'être produite aux dépens des autres formes de dépôts d'épargne des particuliers.

La plus récente innovation en matière de services bancaires a été l'introduction en 1985 des comptes de placement à taux d'intérêt quotidien progressif et leur adoption à la fin de 1987 par l'ensemble du système bancaire. Il s'agit de comptes dont le taux d'intérêt augmente progressivement avec le solde maintenu. Le rendement des tranches les plus élevées se compare à celui des bons du Trésor. Bien qu'ils soient assortis du droit de tirer des chèques, ces comptes ne conviennent généralement pas à des fins de transactions et sont donc classés comme des dépôts d'épargne de particuliers non transférables par chèque. La majorité des fonds qui y sont déposés semblent provenir d'autres DEIQ, de CCIQ et de dépôts à terme de particuliers, de sorte que les transferts de fonds se sont produits en grande partie à l'intérieur même des agrégats M2 et M2+. Il est toutefois possible qu'une certaine fraction des fonds transférés dans les comptes à taux d'intérêt

---

7 Cet effet prenait de l'importance à mesure que les banques diminuaient les frais de retrait (qu'elles ont fini par supprimer) et que les guichets automatiques étaient introduits.

8 Ce type de dépôts existait depuis 1977, quoiqu'à une échelle assez limitée.

9 L'agrégat M1A - qui comprend l'agrégat M1, les comptes-chèques à intérêt quotidien et les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers - a été suivi pendant un certain temps, mais il s'est avéré plus sensible aux innovations financières que M1 (Figure 1).

progressif provienne de portefeuilles d'obligations d'épargne du Canada et de titres du marché monétaire.

Les Figures 1, 2, 3, 4 et 5 illustrent l'évolution des agrégats monétaires. L'agrégat M1, qui représentait 36 % de M2 en 1969 est passé à 17 % en 1989, la plus forte diminution s'étant produite durant la période 1975-1982 (Figure 1). Comme la plus grande partie de M1 ne rapporte aucun intérêt, la composante rémunérée de M2 est ainsi passée d'environ les deux tiers à plus des quatre cinquièmes au cours des deux dernières décennies[10].

Le ratio de M2+ au PIB nominal a suivi une tendance à la hausse depuis le début des années 70 (Figure 2). Le ratio de M2 au PIB nominal n'a affiché aucune tendance nette jusqu'en 1978; il a connu néanmoins une forte hausse entre 1979 et 1982, a diminué sensiblement en 1983 et 1984, puis s'est réinscrit en hausse. Au cours des deux dernières décennies, le taux de croissance tendanciel de M2+ a dépassé celui de M2, en particulier dans les années 70, les dépôts dans les institutions parabancaires ayant augmenté à un rythme plus rapide que les dépôts bancaires. En fait, le ratio M2/M2+ est passé de 70 à 58 1/2 % entre 1969 et 1989 (Figure 3). Par conséquent, lorsqu'on modélise la demande de M2, il peut être important de tenir compte de la substitution entre cet agrégat et la composante qu'on lui ajoute pour obtenir M2+.

Un point important découle de l'analyse qui précède. Même si l'on peut s'attendre à ce que la demande de M2 et de M2+ varie moins que celle de M1 parce que ces agrégats englobent dans leurs définitions les déplacements de fonds touchant M1, la vitesse de circulation de M2 et de

---

[10] À la fin de 1989, seulement 22 % des dépôts à vue (y compris les dépôts interbancaires, lesquels sont exclus de M1) produisaient des intérêts. La fraction rémunérée des dépôts de M1 se situait donc entre 11 % (si l'on suppose que la totalité des dépôts interbancaires rapportent de l'intérêt) et 25 % (dans le cas opposé où aucun de ceux-ci n'en rapporterait).

Figure 1
Ratios M1/M2 et M1A/M2

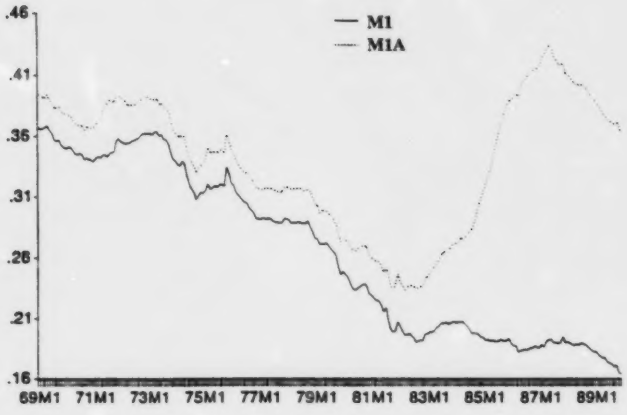


Figure 2
Ratios de M2 et de M2+ au PIB nominal

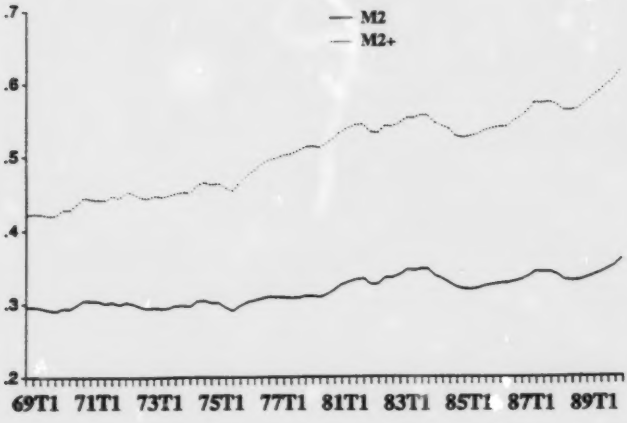


Figure 3
Ratio M2/M2+

Figure 4
Croissance de M2

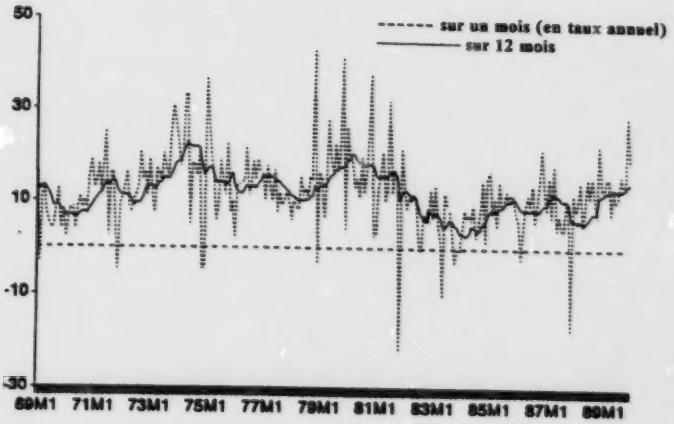
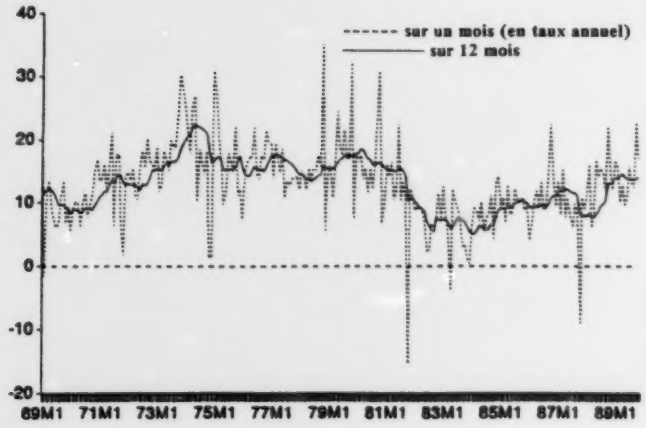


Figure 5
Croissance de M2+



M2+ au cours des années 80 indique que ces agrégats ont été influencés par d'autres facteurs encore que les substitutions de portefeuille associées aux innovations financières. En particulier, si l'on veut se pencher sur la question de la stabilité de la demande de M2, il pourrait s'avérer important de trouver une explication à la vitesse de circulation de cet agrégat en 1983-1984.

Les Figures 4 et 5 montrent l'évolution des taux de croissance de M2 et de M2+. Les traits discontinus représentent les taux de croissance mensuels annualisés, tandis que les traits continus indiquent les tendances sous-jacentes, représentées par les taux de croissance calculés sur 12 mois.

2. Équations mensuelles de M2 et de M2+

Dans les modèles de demande de monnaie avec ajustement partiel recensés dans la littérature, l'ajustement des encaisses à des variations du revenu et des taux d'intérêt se fait généralement avec une lenteur peu

vraisemblable. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les erreurs entachant la fonction de demande estimée ne sont pas stationnaires. Dans ce cas, on peut les rendre stationnaires en estimant l'équation sous forme de différences premières, ce qui pourrait se traduire par une dynamique d'ajustement plus crédible. Dans la présente section, nous présentons les résultats de l'estimation d'équations mensuelles de demande de M2 et de M2+ exprimées sous forme de différences premières des logarithmes. Nous nous pencherons sur les questions de stationnarité dans la section suivante. Pour l'instant, nous nous concentrons sur deux points : la substitution entre M2 et M2+ et d'autres avoirs financiers, puis la substitution entre M2 et la composante qu'on lui ajoute pour obtenir M2+.

La majeure partie des dépôts compris dans M2 et M2+ rapportent des intérêts. Le coût d'opportunité de ces dépôts est donc donné par l'écart entre leur taux de rendement propre et les taux du marché qui leur font concurrence. Les taux offerts sur les dépôts suivent habituellement les taux d'intérêt du marché, mais ces deux types de taux ne sont pas parfaitement corrélés, de sorte qu'à la marge, une modification de leur écart peut influencer beaucoup la croissance à court terme de M2 et de M2+. Les taux d'intérêt accordés sur différents types de dépôts d'épargne des particuliers ont été mis à l'essai en tant que variables d'approximation du taux d'intérêt propre de M2 et de M2+. Le taux qui donne les meilleurs résultats, c'est-à-dire celui dont la régression génère le plus faible écart-type, est le taux offert dans les banques sur les dépôts à terme de 90 jours[11].

Pour représenter le taux d'intérêt concurrentiel du marché, nous employons le taux du papier commercial à 90 jours. Nous avons également mis à l'essai les taux de rendement de plusieurs autres avoirs financiers, mais

---

[11] Comme nous le verrons plus loin, il est possible que l'utilisation de ce taux soit devenue moins appropriée ces dernières années par suite de l'introduction des comptes d'épargne à taux d'intérêt quotidien progressif.

les coefficients estimés se sont souvent révélés non significatifs. On ne doit pas nécessairement conclure à l'absence de substitution entre les dépôts bancaires et parabancaires et d'autres avoirs financiers. Dans la mesure où les taux de rendement des avoirs rémunérés tendent à afficher une forte corrélation, il est difficile de distinguer l'incidence particulière de chacun de ces taux sur la demande de M2 et de M2+. Par conséquent, il est possible que le taux du papier commercial à 90 jours ne saisisse pas entièrement l'effet de substitution entre M2 et M2+ et les autres avoirs financiers des ménages. Lorsque la substituabilité est très forte, une autre façon de l'appréhender consiste à introduire directement le stock d'avoirs financiers dans l'équation de demande de monnaie. Bien que cette approche soit en général inappropriée, elle ne l'est peut-être pas dans le cas des obligations d'épargne du Canada, du fait de l'incidence asymétrique du taux de rendement de ces titres sur la demande de M2 et de M2+. En effet, si ces obligations sont encaissables n'importe quand, elles ne peuvent toutefois être achetées qu'à une seule période de l'année. Comme elles sont monnayables avant l'échéance sans pénalité, on peut les utiliser pour se prémunir contre de futures hausses du loyer de l'argent. Cette caractéristique confère aux obligations la valeur d'une option, et il est par conséquent difficile de mesurer avec exactitude leur taux de rendement par rapport à celui des dépôts d'épargne des particuliers. Pour ces raisons, nous avons fait intervenir dans les équations la valeur de l'encours des obligations d'épargne du Canada afin de représenter l'effet de substitution entre celles-ci et les dépôts d'épargne des particuliers. Nous avons également utilisé dans nos estimations les encours d'autres avoirs financiers, mais leurs coefficients se sont révélés non significatifs[12].

---

[12] Voir McPhail et Caramazza (1990) pour une description plus complète des diverses mesures dont nous nous sommes servis pour tenter de représenter la substitution entre M2 et M2+ et d'autres avoirs financiers.

Lorsqu'on modélise la demande de M2 et de M2+, on ne doit pas perdre de vue que le public peut non seulement répartir ses fonds entre les dépôts et d'autres instruments financiers, mais aussi entre les dépôts bancaires et les dépôts parabancaires (c.-à-d. la composante que l'on ajoute à M2 pour obtenir M2+). On peut s'attendre que les variations qu'enregistre l'écart des taux d'intérêt entre les banques et les institutions parabancaires sur des dépôts de même type constituent un important déterminant des fluctuations à court terme de M2. Le taux concurrentiel accordé par les institutions parabancaires sur les dépôts est donné par le taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire.

Les Figures 6, 7 et 8 présentent l'évolution des taux à 90 jours offerts sur le papier commercial et sur les dépôts à terme dans les banques et dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, de même que l'évolution des écarts entre ces taux.

Les équations mensuelles de demande de monnaie suivantes constituent le point de départ de notre étude empirique :

$$\Delta m2 = A(0) + B(L)\,\Delta p + C(L)\,\Delta y + D(L)\,\Delta R90 + E(L)\,\Delta(R90\text{-}B90) + F(L)\,\Delta(B90\text{-}F90) + G(0)\,\Delta oec \qquad (1)$$

$$\Delta m2+ = A(0) + B(L)\,\Delta p + C(L)\,\Delta y + D(L)\,\Delta R90 + E(L)\,\Delta(R90\text{-}B90) + G(0)\,\Delta oec \qquad (2)$$

où toutes les variables, à l'exception des taux d'intérêt, sont exprimées en logarithmes; p est l'indice de prix implicite du PIB; y représente le PIB réel; R90 est le taux du papier commercial à 90 jours; B90 est le taux d'intérêt des

Figure 6
Taux d'intérêt du papier commercial à 90 jours (R90), des dépôts à terme de 90 jours dans les banques (B90) et dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (F90)

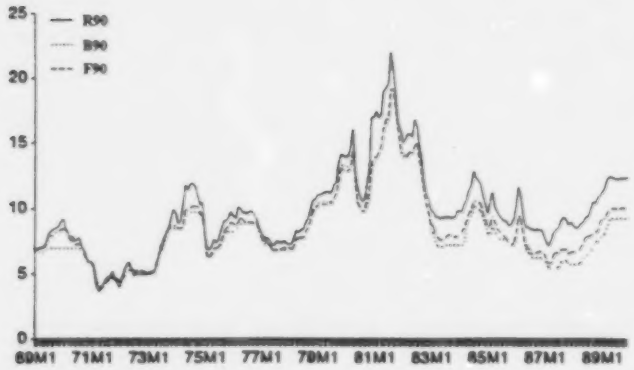


Figure 7
(R90-B90) et (R90-TPROPRE)

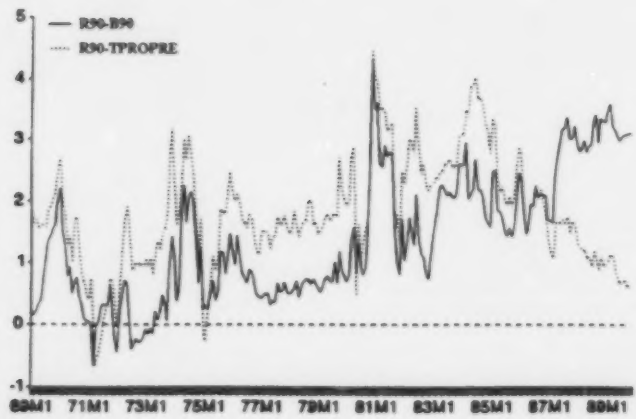
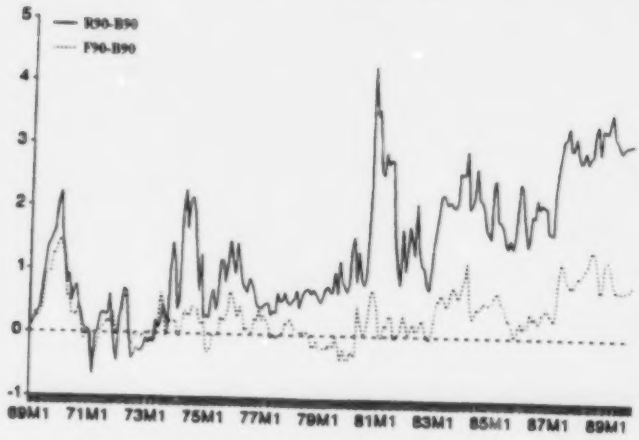


Figure 8
(R90-B90) et (F90-B90)



dépôts à terme de 90 jours dans les banques; F90 est le taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les institutions parabancaires; et oec représente le quotient de l'encours des obligations d'épargne du Canada par l'indice de prix implicite du PIB[13]. Nous postulons que les encaisses s'ajustent graduellement à une variation des prix, des taux d'intérêt ou du revenu réel. Une structure polynomiale de retards est appliquée à ces trois variables de façon à réduire avec parcimonie la multicolinéarité existant entre les valeurs retardées. Nous imposons la contrainte d'homogénéité des prix à long terme en forçant la somme des coefficients des retards polynomiaux de la variable de prix à être égale à un.

---

13 On trouvera à l'Annexe 1 la provenance des données utilisées dans la présente étude ainsi que la définition de toutes les variables mentionnées.

Les équations 1 et 2, à une modification près, ont été estimées pour la période allant de janvier 1970 à décembre 1987[14]. Les résultats sont présentés à la colonne 1 des Tableaux 1 et 2[15]. La modification consiste dans l'introduction d'un ensemble de variables muettes qui tiennent compte des hausses temporaires du stock de monnaie durant les grèves des postes qui ont eu lieu en 1974, 1975, 1978 et 1981[16] et de la réduction inhabituelle du niveau de M2 et de M2+ survenue en mai 1983. Nous avons obtenu des résultats qualitativement analogues lorsque nous omettons la variable muette de mai 1983 et que nous estimons les équations 1, 2 et leurs variantes décrites ci-après en employant des données ajustées pour tenir compte des grèves des postes à la place des variables muettes qui en tiennent lieu[17].

Le revenu réel, les prix, les taux d'intérêt et l'encours des obligations d'épargne du Canada expliquent environ les deux tiers de la variabilité de la

---

[14] À l'exception d'une différence mineure dans l'établissement des paramètres et du fait qu'elles sont réestimées à l'aide de données plus récentes, ces équations sont identiques à celles qui se trouvent dans l'article «Note technique : La demande de M2 et de M2+ au Canada», publié dans la livraison de décembre 1989 de la Revue de la Banque du Canada. La base de données utilisée pour la nouvelle estimation date de février 1990.

[15] Les Tableaux 1 et 2 ne présentent que les propriétés à long terme des équations estimées. On trouvera à l'Annexe 2 une description complète de la régression 2.

[16] Pour une analyse de l'incidence des grèves postales sur la demande de M1, voir Gregory et MacKinnon (1980).

[17] Toutes les données sont de fréquence mensuelle, à l'exception de celles sur les prix, pour lesquelles on emploie l'indice trimestriel implicite du PIB ramené sur une base mensuelle par interpolation. On obtient des résultats presque identiques en faisant appel à des estimations mensuelles de l'indice implicite du PIB dérivées par Kozicki (1989) à l'aide d'une méthode analogue à celle qu'utilisent Guay et coll. (1988). Des tests préliminaires montrent que la demande de M2 et de M2+ est plus étroitement liée à l'indice implicite du PIB qu'à l'IPC, dont les données sont de fréquence mensuelle.

Tableau 1
Équation de demande de M2 exprimée en taux de croissance mensuels
Propriétés à long terme
(Janvier 1970-décembre 1987)

	Régression				
Variable	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Constante	0,0029 (5,994)	0,0031 (6,556)	0,0032 (7,048)	0,0038 (3,798)	0,0032 (3,263)
Prix	1,0	1,0	1,0	0,9080 (7,560)	1,0040 (8,499)
Revenu	0,505 (3,711)	0,507 (3,794)	0,437 (3,390)	0,457 (3,068)	0,440 (3,103)
R90	-0,0010 (0,713)	-0,0017 (1,236)	-0,0003 (0,271)	-0,0012 (0,821)	-0,0004 (0,268)
R90-B90	-0,0126 (2,416)	-0,0115 (2,228)	-0,0087 (1,763)	-0,0114 (2,193)	-0,0087 (1,758)
B90-F90	0,0418 (3,649)	0,0352 (3,062)	0,0308 (2,816)	0,0344 (2,972)	0,0308 (2,803)
OEC	-0,1262 (13,775)	-0,1249 (13,849)		-0,1252 (13,855)	
VMU1982-1984		-0,0023 (2,825)	-0,0028 (3,664)	-0,0025 (2,924)	-0,0028 (3,541)
OEC*VMUNOV			-0,1445 (15,256)		-0,1445 (15,216)
OEC*VMUDÉC			-0,0703 (3,664)		-0,0703 (3,655)
OEC*(1-VMUNOV-VMUDÉC)			-0,0093 (0,147)		-0,0090 (0,251)
$\bar{R}^2$	0,658	0,670	0,704	0,669	0,702
ETR ($x10^2$)	0,377	0,370	0,350	0,370	0,351
DW	1,967	2,010	2,048	2,015	2,048

Nota : La valeur absolue de la statistique t est indiquée entre parenthèses.

Tableau 2
Équation de demande de M2+ exprimée en taux de croissance mensuels
Propriétés à long terme
(Janvier 1970-décembre 1987)

	Régression				
Variable	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Constante	0,0029 (8,070)	0,0033 (9,259)	0,0033 (9,826)	0,0050 (6,895)	0,0046 (6,488)
Prix	1,0	1,0	1,0	0,7650 (8,801)	0,8204 (9,451)
Revenu	0,683 (6,562)	0,681 (6,880)	0,630 (6,549)	0,554 (5,121)	0,543 (5,214)
R90	-0,0019 (2,033)	-0,0027 (2,918)	-0,0016 (1,718)	-0,0016 (1,653)	-0,0010 (1,038)
R90-B90	-0,0166 (5,904)	-0,0144 (5,285)	-0,0123 (4,650)	-0,0131 (4,782)	-0,0116 (4,369)
OEC	-0,0932 (13,359)	-0,0920 (13,852)		-0,0927 (14,171)	
VMU1982-1984		-0,0027 (4,618)	-0,0030 (5,364)	-0,0031 (5,248)	-0,0033 (5,748)
OEC*VMUNOV			-0,1061 (15,021)		-0,1059 (15,108)
OEC*VMUDÉC			-0,0549 (3,588)		-0,0541 (3,854)
OEC*(1-VMUNOV-VMUDÉC)			-0,0092 (0,362)		-0,0242 (0,918)
$\bar{R}^2$	0,651	0,683	0,712	0,693	0,717
ETR ($x10^2$)	0,289	0,275	0,262	0,271	0,260
DW	1,454	1,571	1,578	1,613	1,608

Nota : La valeur absolue de la statistique t est indiquée entre parenthèses.

croissance mensuelle de M2 et de M2+. Tous les coefficients ont les signes attendus et sont significativement différents de zéro à un seuil d'au plus 5 %. Les valeurs des élasticités-revenu à long terme sont de 0,51 pour M2 et de 0,68 pour M2+; ce sont là des valeurs plus faibles que celles que l'on obtient généralement pour les agrégats monétaires au sens large. Une interprétation possible de ce résultat est que ces élasticités mesurent l'incidence qu'exercent sur M2 et M2+ les variations cycliques du revenu réel autour de sa tendance à long terme, tandis que l'effet de cette tendance est plutôt représenté par la constante de l'équation[18]. Si l'on ne prenait en considération que la constante, M2 et M2+ croîtraient à un taux annuel de 3,5 %[19].

Les (semi-)élasticités nettes par rapport aux taux d'intérêt sont négatives, mais voisines de zéro, comme il est normal pour des agrégats monétaires dont la plupart des composantes rapportent de l'intérêt. Évidemment, M2 et M2+ sont beaucoup plus sensibles à des variations isolées de taux d'intérêt qu'à des variations de taux généralisées. Toutefois, le premier type d'effets ne se fait sentir qu'à très court terme, car les forces du marché auraient tôt fait de ramener les taux de rendement des avoirs financiers concurrents à des niveaux comparables.

Il semble bien que les agrégats M2 et M2+ et les obligations d'épargne du Canada soient de proches substituts puisque l'élasticité de M2 relativement aux obligations est de -0,12 et que celle de M2+ est de -0,09. Ces élasticités

---

18 Rappelons que ces équations servent à estimer la variation du logarithme des niveaux de M2 et de M2+. Le terme constant correspond donc au coefficient qui serait associé à la tendance linéaire dans des équations servant à estimer le logarithme des niveaux de M2 et de M2+. Cet aspect est abordé de nouveau à la section 3.

19 Nous avons introduit dans les équations de demande diverses mesures de la richesse réelle se composant d'avoirs financiers et d'avoirs matériels; mais ces mesures n'expliquaient généralement pas davantage la croissance de M2 et de M2+ que ne le faisait déjà le PIB réel. Voir à ce sujet McPhail et Caramazza (1990).

signifient qu'aux niveaux de 1989, une hausse de 1 $ de l'encours des obligations d'épargne aurait pour effet de réduire M2 de 0,54 $ et M2+ de 0,67 $. Une telle influence des obligations d'épargne du Canada sur les agrégats monétaires au sens large n'a sans doute rien de surprenant. Les courbes des taux de croissance mensuels de M2 et de M2+ illustrées aux Figures 4 et 5 montrent clairement l'incidence qu'ont sur ces agrégats des ventes anormalement faibles ou élevées d'obligations d'épargne en novembre de chaque année.

Comme on peut le constater aux Figures 2 et 3, les ratios de M2 et de M2+ au PIB nominal ont fortement diminué de 1982 à 1984. Un test de Chow récursif indique un déplacement structurel de la demande de M2 et de M2+ vers la fin de 1982. Il est possible d'expliquer ce déplacement de la manière suivante : le niveau élevé qu'affichaient les taux d'intérêt au début des années 80 de même que l'incertitude suscitée par la récession de 1981-1982 ont amené les ménages à tenter de consolider leur situation financière en réduisant graduellement tant leurs avoirs que leurs engagements. Pour tenir compte de ce déplacement de la demande, nous avons introduit dans les équations de demande de M2 et de M2+, après examen des résidus, une variable qui prend la valeur de un entre juillet 1982 et novembre 1984 et de zéro le reste du temps. Les résultats de la régression 2 présentés aux Tableaux 1 et 2 indiquent qu'en novembre 1984, M2 et M2+ ont enregistré des baisses cumulatives de 6,7 % (9,8 milliards de dollars) et de 7,9 % (19 milliards de dollars) respectivement. Comme il nous a été impossible d'expliquer empiriquement ces fluctuations au moyen des seules variables économiques et comme l'introduction d'une variable muette représentant la période de «consolidation» ne modifie pas de façon sensible les propriétés des équations de demande estimées, nous avons décidé de conserver dans les équations la variable muette de «consolidation», dans l'espoir que de futures recherches permettront d'éclaircir le comportement de la vitesse de

circulation de M2 et de M2+ entre 1982 et 1984. Ce point sera de nouveau soulevé à la prochaine section, dans le contexte des tests portant sur les racines unitaires, ainsi qu'à la section 4, où est modélisée la demande de dépôts de la part des particuliers.

Dans les équations 1 et 2, nous faisons l'hypothèse que les variations de l'encours des obligations d'épargne du Canada observées durant la période où elles sont mises en vente et durant celle où elles sont encaissées par les ménages exercent des effets symétriques sur la demande de M2 et de M2+. Une telle symétrie n'a cependant rien d'obligatoire. Comme nous l'avons déjà fait remarquer, selon nos observations, ce sont les investisseurs avertis qui substituent d'autres titres à leurs obligations d'épargne lorsque des hausses de taux d'intérêt diminuent l'attrait de celles-ci. Ils semblent alors surtout se tourner vers les bons du Trésor. Ainsi, les encaissements d'obligations ne donnent lieu qu'à un accroissement momentané des dépôts faisant partie de M2 et de M2+. De fait, dans les périodes d'encaissement massif d'obligations d'épargne, le rythme de croissance de M2 et de M2+ n'a pas été significativement plus élevé que durant le reste de l'année. De plus, toutes les fois qu'une telle situation s'est présentée, la variation nette des avoirs totaux que les ménages détiennent sous forme de bons du Trésor et d'obligations d'épargne du Canada a été très faible[20]. En revanche, durant la période de vente des obligations d'épargne, le gros des achats d'obligations est financé à même les dépôts d'épargne des particuliers, et, tout compte fait, n'entre pas en déduction du portefeuille de bons du Trésor que détiennent les ménages.

Afin de tester l'asymétrie de l'incidence de l'encours des obligations d'épargne du Canada (OEC), nous avons estimé à nouveau les équations 1 et

---

[20] Voir à ce sujet l'article intitulé «Quelques aspects de l'évolution récente des agrégats monétaires au Canada» dans la livraison de février 1990 de la *Revue de la Banque du Canada*.

2 en faisant varier cette incidence selon qu'il s'agisse d'une période de vente ou d'encaissement, autrement dit, en attribuant au coefficient de la variable OEC des valeurs différentes pour le mois de novembre, le mois de décembre et la période allant de janvier à octobre (c.-à-d. la période d'encaissement des obligations)[21] :

$$\begin{aligned}\Delta m2 = {} & A(0) + B(L)\,\Delta p + C(L)\,\Delta y + D(L)\,\Delta R90 \\ & + E(L)\,\Delta(R90\text{-}B90) + F(L)\,\Delta(B90\text{-}F90) \\ & + G(0)\,\Delta oec^{*}VMUNOV + H(0)\,\Delta oec^{*}VMUDÉC \\ & + I(0)\,\Delta oec^{*}(1\text{-}VMUNOV\text{-}VMUDÉC) \qquad (1')\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta m2+ = {} & A(0) + B(L)\,\Delta p + C(L)\,\Delta y + D(L)\,\Delta R90 \\ & + E(L)\,\Delta(R90\text{-}B90) + G(0)\,\Delta oec^{*}VMUNOV \\ & + H(0)\,\Delta oec^{*}VMUDÉC \\ & + I(0)\,\Delta oec^{*}(1\text{-}VMUNOV\text{-}VMUDÉC) \qquad (2')\end{aligned}$$

où VMUNOV est une variable muette égale à 1 en novembre et à 0 en d'autres mois, et VMUDÉC, une variable muette égale à 1 en décembre et à 0 en d'autres mois[22,23]. Les résultats laissent croire que les variations de l'encours des obligations d'épargne du Canada exercent des effets

---

21 Cette section s'inspire de recherches effectuées par Patrice Muller.

22 Nous avons également introduit des variables muettes afin de vérifier si la constante s'était modifiée; les coefficients de ces variables ne se sont pas révélés significativement différents de zéro.

23 La campagne de vente d'obligations d'épargne du Canada s'est terminée la deuxième semaine de novembre durant la plupart des années de la période d'estimation. Comme nous nous servons de moyennes mensuelles, l'encours des obligations d'épargne est plus élevé en décembre qu'en novembre, et l'incidence des variations de cet encours sur la croissance de M2 et de M2+ s'échelonne sur ces deux mois. Il faut donc introduire dans les équations des variables muettes représentant les mois de novembre et de décembre.

asymétriques sur la croissance de M2 et de M2+. En effet, seules les ventes d'obligations ont des répercussions; les encaissements n'en ont aucune. Environ les deux tiers de ces répercussions se font sentir en novembre et l'autre tiers en décembre[24]. Nous avons aussi testé la possibilité que l'incidence des encaissements d'obligations d'épargne sur la demande de M2 et de M2+ soit non linéaire, c'est-à-dire qu'elle varie selon l'ampleur des encaissements; cette hypothèse a été rejetée[25]. L'encaissement d'obligations ne semble pas influencer la croissance de M2 et de M2+, que le montant d'obligations encaissées soit normal ou inhabituellement élevé.

Les équations que nous avons analysées jusqu'ici ont été estimées en fixant l'élasticité-prix de long terme à un. Un test de Fisher ne permet pas de rejeter cette contrainte au seuil de signification de 5 % dans le cas de l'équation de demande de M2 ni au seuil de 1 % en ce qui concerne celle de M2+ où l'incidence des obligations d'épargne est asymétrique. Les résultats de l'estimation libre sont par ailleurs reproduits dans les colonnes 4 et 5 des Tableaux 1 et 2.

Le Tableau 3 décrit l'ajustement dynamique de M2 et de M2+ à des variations du revenu ou des prix dans le cadre des régressions 1 et 2. La vitesse d'ajustement de ces agrégats à des variations du revenu ou des prix y est beaucoup plus élevée que celle obtenue à l'aide de spécifications de la demande de monnaie au sens large ne comportant qu'un ajustement partiel. Environ 80 % de l'ajustement de M2+ à une variation des prix ou du revenu

---

[24] Nous obtenons les mêmes résultats lorsque nous utilisons des données désaisonnalisées pour toutes les variables et que l'incidence saisonnière est captée au moyen de variables qualitatives représentant les saisons.

[25] Aux fins de ce test, nous avons introduit tour à tour dans les équations 1′ et 2′ des seuils d'encaissement, puis le carré des montants encaissés. Aucun des coefficients de ces variables ne s'est avéré significativement différent de zéro.

Tableau 3
Incidence d'une augmentation permanente de 1 % du niveau des prix et du revenu réel sur le niveau de M2 et de M2+

	Incidence sur M2 d'une variation		Incidence sur M2+ d'une variation	
Mois	**des prix**	**du revenu réel**	**des prix**	**du revenu réel**
1	0,076	0,119 (23,5)	0,161	0,130 (19,0)
2	0,186	0,209 (41,2)	0,316	0,244 (35,8)
3	0,316	0,276 (54,4)	0,459	0,343 (50,3)
4	0,452	0,326 (64,3)	0,589	0,427 (62,7)
5	0,583	0,365 (71,9)	0,701	0,497 (73,0)
6	0,703	0,396 (78,0)	0,795	0,554 (81,3)
7	0,805	0,422 (83,1)	0,869	0,599 (87,9)
8	0,885	0,445 (87,6)	0,925	0,632 (92,7)
9	0,942	0,465 (91,7)	0,963	0,655 (96,2)
10	0,978	0,484 (95,3)	0,986	0,670 (98,4)
11	0,995	0,499 (98,2)	0,997	0,678 (99,6)
12	1,000	0,507 (100)	1,000	0,681 (100)

Nota : Les chiffres entre parenthèses correspondent à la part de l'ajustement accomplie.

réel s'effectue en moins de six mois, tandis que l'ajustement correspondant de M2 est de 70 % en cas de variation des prix et de 78 % en cas de variation du revenu réel. L'ajustement est entièrement achevé en un an. L'ajustement de M2 et de M2+ à une variation des taux d'intérêt est également très rapide. Lorsque survient une variation des taux offerts sur les dépôts ou une variation du taux de rendement des avoirs financiers concurrents autres que les dépôts, l'ajustement complet prend neuf mois. La vitesse d'ajustement des dépôts entre institutions financières est, pour sa part, un peu inférieure (l'ajustement prend 16 mois). Ce dernier résultat traduit sans doute le fait qu'en déposant leurs fonds dans les banques et les institutions parabancaires, les agents économiques cherchent à acquérir non seulement un instrument d'épargne, mais aussi un ensemble de services. Et comme il est coûteux de magasiner

pour trouver des combinaisons comparables d'instruments d'épargne et de services, les déposants peuvent répugner à transférer leurs fonds d'une institution financière à une autre en réaction à des écarts de taux d'intérêt modestes et vraisemblablement de courte durée.

En guise de conclusion à cette section, nous revenons à la question du taux de rendement propre de M2 et de M2+. Dans les régressions dont les résultats sont reproduits aux Tableaux 1 et 2, ce taux propre est représenté par le taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les banques à charte. Si l'emploi de cette variable semble approprié pour les années 70 et la première moitié environ des années 80, il l'est peut-être moins pour la période récente à cause de l'introduction et de la croissance rapide, spécialement depuis 1987, des dépôts d'épargne à taux d'intérêt quotidien progressif[26]. Par conséquent, pour représenter le coût marginal effectif d'opportunité des encaisses faisant partie de M2 et de M2+, il vaut peut-être mieux retenir l'écart entre R90 et le taux de rendement le plus élevé accordé sur les dépôts d'épargne des particuliers plutôt que l'écart entre R90 et B90.

Nous avons tenté d'obtenir une mesure plus exacte du taux de rendement propre de M2 et de M2+ en construisant une série de taux d'intérêt qui incorpore graduellement les taux de rendement des nouveaux types de dépôts introduits au cours des années 80. Cette nouvelle série du taux propre est donnée par :

$$TPROPRE = \max[TDEB, RT]$$

et

$$RT = TE + w[TE^{*} - TE]$$

---

[26] Voir la section 1.2, portant sur les innovations financières.

où TPROPRE est le taux de rendement des dépôts d'épargne des particuliers «tenant compte de l'apprentissage»[27]; TDEB, le taux d'intérêt des dépôts d'épargne non transférables par chèque que les particuliers détiennent dans les banques; TE^*, le taux de rendement le plus élevé offert durant la période courante sur les dépôts d'épargne à intérêt quotidien, assortis ou non du droit de tirer des chèques; et TE, le taux le plus élevé offert au cours de la période précédente sur le même type de dépôts. RT permet aux déposants de s'adapter graduellement à la création de nouveaux types de dépôts, leur rythme d'adaptation ou d'«apprentissage» étant donné par w. Lorsqu'un nouveau type de dépôts mieux rémunéré est introduit, w est égal par hypothèse à 0,2 au cours du premier mois, à 0,4 au cours du second, et ainsi de suite. Ce rythme d'adaptation hypothétique est arbitraire; il vise à prévenir la présence de ruptures dans la série du taux propre que nous avons construite.

La Figure 7 présente les écarts entre R90 et TPROPRE et entre R90 et B90. Comme on peut le constater, les deux séries affichent un comportement similaire jusqu'à la fin de 1986, après quoi elles divergent considérablement. Cela s'explique par le fait que, jusque vers le début des années 80, TPROPRE correspondait à TDEB, lequel est étroitement corrélé avec B90, alors que depuis 1987, TPROPRE correspond plutôt au taux de rendement des dépôts d'épargne à taux d'intérêt quotidien progressif.

Lorsqu'on remplace B90 par TPROPRE et que l'on estime à nouveau les équations de M2 et de M2+ pour la période allant de janvier 1970 à

---

[27] TPROPRE se fonde sur les taux d'intérêt pratiqués par les banques à charte. Le peu de données dont nous disposons concernant les dépôts dans les institutions parabancaires nous a empêchés jusqu'à présent de construire une série du taux propre pour ceux-ci.

décembre 1987[28], les résultats obtenus sont assez semblables. Cependant, les élasticités nettes par rapport au taux d'intérêt sont encore plus proches de zéro, celles de (R90-TPROPRE) ne représentant qu'environ la moitié de celles de (R90-B90). De plus, la proportion des variations du taux de croissance de M2 et de M2+ que nous réussissons à expliquer est un peu plus faible lorsque nous employons TPROPRE, plutôt que B90, comme mesure des taux propres. Toutefois, si nous prolongeons la période d'estimation jusqu'en décembre 1989, l'écart-type des régressions (ETR) où intervient B90 augmente tandis que celui des régressions où intervient TPROPRE diminue. Nous pouvons tirer de ces résultats quelques conclusions, à titre provisoire : ainsi, si nous examinons, pour la période s'étant écoulée depuis 1987, les résultats obtenus au moyen d'équations représentant la demande de monnaie au sens large, il appert que celles qui incorporent le taux de rendement des dépôts d'épargne à taux d'intérêt quotidien progressif saisissent mieux la substitution qui s'opère à la marge entre, d'une part, M2 et M2+ et, d'autre part, les avoirs financiers concurrents. Notons toutefois que, bien que (R90-TPROPRE) reflète mieux le coût d'opportunité associé ces dernières années à la détention de M2 et de M2+, cette mesure n'est pas entièrement satisfaisante. Ainsi, elle ne tient pas compte du fait que le rendement des bons du Trésor, déduction faite des coûts de transaction, a augmenté dans les années 80 au fur et à mesure que ces coûts baissaient. En conclusion, la mesure du taux de rendement propre de l'agrégat monétaire au sens large mérite de faire l'objet de plus amples recherches.

---

[28] Dans l'équation de demande de M2, nous conservons cependant (B90-F90) pour représenter la substitution qui se produit entre dépôts dans les banques et dépôts dans les institutions parabancaires.

3. La demande de M2 et de M2+ à long terme

3.1 Les deux méthodes d'identification de la demande de M2 et de M2+ à long terme

Jusqu'à tout récemment, l'une des hypothèses sous-jacentes aux recherches empiriques portant sur la demande de monnaie était la stationnarité de la monnaie et de toutes les variables explicatives pertinentes. Cette hypothèse de stationnarité permettait aux chercheurs de tirer des inférences au moyen de méthodes statistiques traditionnelles. Il était ainsi relativement aisé d'examiner les problèmes de spécification associés à la demande de monnaie à long terme. Cependant, l'évolution récente de l'économétrie indique que les inférences fondées sur les méthodes traditionnelles (c.-à-d. sur la théorie de la distribution asymptotiquement normale centrée réduite) ne sont pas valables lorsque l'estimation se fait à l'aide de variables de régression intégrées[29]. Cela complique grandement la démarche à adopter pour étudier les divers aspects de la modélisation de la demande à long terme. En effet, l'élaboration de méthodes statistiques qui permettraient d'en arriver à des inférences valables à partir d'estimations effectuées au moyen de variables de régression intégrées en est encore à un stade très préliminaire.

Cet état de choses nous amène à employer deux méthodes statistiques pour identifier la fonction de demande à long terme de M2 et de M2+. L'une de ces méthodes, que nous appellerons «l'approche traditionnelle», se fonde, comme son nom l'indique, sur des procédés statistiques traditionnels. Quant à la seconde, que nous désignerons par le terme d'«approche de cointégration», elle est basée sur des tests de racine unitaire. Le fonctionnement de ces deux méthodes peut être décrit dans le contexte du modèle suivant de demande de monnaie avec correction des erreurs :

$$\Delta m = \alpha(L)\,\Delta m_{-1} + \beta(L)\,\Delta X - \delta(m_{-1} - \tau X_{-1}) + u \qquad (3)$$

---

[29] Voir Phillips (1989).

où m représente le stock nominal de monnaie, X, un vecteur de variables faiblement exogènes, et u, un terme d'erreur aléatoire. Ce modèle de correction des erreurs repose sur l'hypothèse que les variables m et X sont cointégrées, ce qui signifie que m et les variables faisant partie de X sont toutes des processus intégrés du premier ordre [c.-à-d. que m et X sont de type I(1)] et que le vecteur $(m - \tau X)$ constitue un processus stationnaire [c.-à-d. que $m - \tau X$ est de type I(0)]. Le vecteur de cointégration, $(m - \tau X)$, représente la fonction de demande de monnaie à long terme, tandis que les paramètres $\alpha(L)$, $\beta(L)$ et δ traduisent l'ajustement dynamique des encaisses autour de cet équilibre de long terme.

Un important résultat auquel aboutit la théorie de la cointégration concerne les valeurs estimées respectives des paramètres de court et de long terme : en effet, leurs propriétés statistiques s'avèrent très différentes. Il est ainsi démontré dans Stock (1987) que, sous l'hypothèse de cointégration, les estimations de $\alpha(L)$, $\beta(L)$ et δ obtenues par moindres carrés ordinaires (MCO) suivent des distributions limites qui sont normales centrées réduites, alors que les estimations de τ obtenues de la même façon suivent plutôt des distributions limites non normales[30]. Par conséquent, il est impossible d'en arriver à des conclusions valables sur les paramètres de long terme τ au moyen de tests statistiques traditionnels. De plus, l'estimation de δ obtenue par MCO ne suit pas une distribution normale sous l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire $H_o : \delta = 0$, de sorte qu'un test de Student classique appliqué à δ ne peut servir à vérifier si $m - \tau X$ est de type I(0). Selon la théorie de la cointégration, il serait donc trompeur de se fier aux méthodes d'inférence traditionnelles pour identifier une fonction de demande de monnaie à long terme comportant des variables intégrées.

---

[30] West (1988) montre pour sa part que les estimations MCO de τ suivent une distribution limite normale lorsque X est de type I(1) avec dérive. Nous discuterons plus loin des implications de ce résultat de West.

Une autre démarche possible est d'inférer τ et δ en se fondant sur leurs distributions limites non normales. L'ennui avec l'emploi de tests asymptotiques (toujours sous l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire), c'est que la distribution limite de δ tend à dépendre des autres paramètres du modèle (c'est-à-dire qu'elle comporte des paramètres de nuisance). En conséquence, il est nécessaire de tester l'hypothèse de cointégration dans différents modèles en simulant la distribution de δ pour chacun de ces modèles. Heureusement, des tests de cointégration assez peu sensibles aux paramètres de nuisance ont été mis au point, dont le test de Dickey-Fuller amélioré (DFA) et le test de Phillips-Perron (PP), qui sont tous deux des tests de racine unitaire[31]. Nous décrivons ci-dessous comment procéder pour sélectionner un modèle sur la base de ces deux tests.

Il faut d'abord déterminer l'ordre d'intégration de toutes les variables du modèle en recourant aux tests séquentiels proposés par Perron (1988). Ces tests consistent à isoler un ensemble de variables possédant le même ordre d'intégration, ce qui est une condition nécessaire de la cointégration. Par exemple, s'il s'avère que les encaisses réelles sont un processus intégré du premier ordre [c'est-à-dire que m-p est de type I(1)], alors ne devraient être considérées à des fins d'inclusion dans le vecteur de cointégration que les variables qui constituent des processus intégrés d'ordre 1. On procède ensuite à l'estimation d'autres vecteurs de cointégration au moyen de régressions statiques et l'on applique des tests de racine unitaire aux résidus obtenus par MCO. Un rejet de l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire indique que les variables de la régression statique sont cointégrées. Suivant l'approche de

---

[31] Pour une discussion de la théorie statistique à la base des tests DFA et PP, voir Engle et Granger (1987), Phillips et Perron (1988) ainsi que Perron (1988).

Perron, si les tests confirment qu'il y a cointégration, on a réussi à identifier la fonction de demande de monnaie à long terme[32].

L'un des inconvénients liés aux tests de cointégration est le fait que leur puissance est limitée lorsque la racine se situe près du cercle unitaire, d'où la difficulté en pareil cas de discriminer statistiquement entre différentes spécifications du vecteur de cointégration. Les méthodes statistiques traditionnelles peuvent alors nous être de quelque secours pour identifier la fonction de demande de monnaie à long terme. La méthode habituellement retenue consiste à examiner différentes spécifications de cette fonction, $m - \tau X$, et à isoler les variables du vecteur X dont les élasticités de long terme se sont révélées significativement différentes de zéro. Bien que les inférences au sujet de τ obtenues à l'aide des méthodes statistiques traditionnelles ne soient techniquement pas valables, cette stratégie peut tout de même constituer un bon moyen d'identifier un modèle si le biais que comporte l'approximation de la distribution non normale par la distribution normale centrée réduite n'est pas trop grand.

3.2 L'identification de la demande de M2 et de M2+ à long terme

3.2.1 L'approche de cointégration

L'objet de cette approche est de trouver des preuves statistiques à l'appui de l'existence d'un vecteur de cointégration représentant la demande de M2 et de M2+ à long terme. Notre analyse de la demande de monnaie s'insère dans le cadre d'analyse théorique habituel : les agrégats M2 et M2+ en termes réels sont déterminés par leur coût d'opportunité et par le revenu

---

[32] L'emploi de cette méthode peut donner naissance à plus d'un vecteur de cointégration. Nous contournons la difficulté en fondant la sélection du modèle sur les statistiques des tests DFA et PP, ce qui suppose implicitement que le vecteur de cointégration est unique. Johansen (1988) a élaboré une méthode statistique qui permet de tester le nombre de vecteurs de cointégration que compte un système d'équations. Peut-être pourrait-on employer cette méthode pour tester la validité de notre hypothèse d'unicité.

réel. Comme il est difficile de mesurer correctement le coût d'opportunité lié à la détention des encaisses comprises dans M2 et M2+, nous faisons appel à plusieurs variables d'approximation pour mesurer ce coût. Dans les paragraphes qui suivent, nous essaierons de déterminer quelle variable d'approximation contribue le mieux à expliquer la demande de M2 et de M2+ à long terme.

Nous avons présenté dans la section précédente des résultats empiriques obtenus à partir d'équations mensuelles mesurées en taux de croissance. Ces résultats indiquent que l'incidence exercée à long terme par l'encours des obligations d'épargne du Canada sur la demande de M2 et de M2+ est considérable. Ces obligations sont considérées comme de proches substituts des dépôts d'épargne des particuliers : aussi doit-on s'attendre à ce que le niveau de M2 et de M2+ soit durablement touché par des variations permanentes de leur encours. Étant donné qu'il est difficile de mesurer correctement le taux de rendement relatif des obligations d'épargne, nous introduisons, comme nous l'avions fait dans la section précédente, l'encours des obligations d'épargne (en termes réels) dans les équations de M2 et de M2+ afin de saisir la substitution qui s'opère entre obligations et dépôts d'épargne des particuliers.

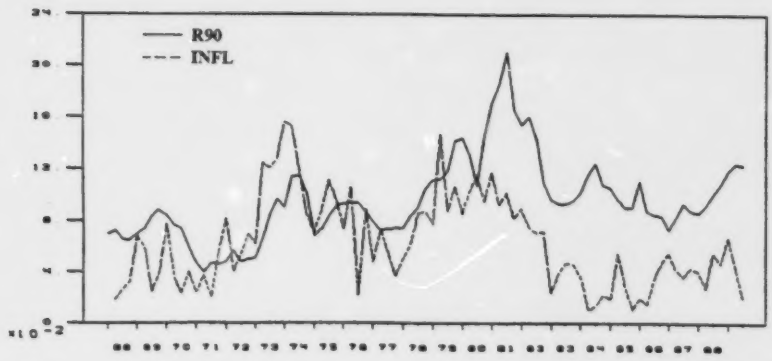
Nous envisageons également la possibilité que se soient produits des transferts permanents de fonds entre les dépôts faisant partie de M2 et M2+ et d'autres avoirs financiers liquides. Pour traduire cette éventuelle substitution, nous utilisons diverses variables (décrites dans la section précédente) en guise d'approximation du taux de rendement propre de M2 et de M2+ et du taux de rendement des avoirs concurrents : le taux de rendement du papier à 90 jours des sociétés (R90) sert à mesurer le taux de rendement des avoirs concurrents; quant au taux de rendement propre des dépôts qu'englobent M2 et M2+, il est mesuré alternativement au moyen du taux de rendement des dépôts à terme de 90 jours des particuliers dans les

banques (B90), du taux des dépôts d'épargne non transférables par chèque (TDEB) et enfin de la série (TPROPRE) que nous avons construite.

Comme le ratio M2/M2+ diminue au cours de la période d'estimation (se reporter à la Figure 4), il se peut qu'une partie de l'accroissement des dépôts dans les institutions parabancaires provienne d'une diminution des dépôts dans les banques. Tout comme dans la section précédente, nous tentons de saisir cette éventuelle substitution au moyen de l'écart entre le taux de rendement des dépôts à terme de 90 jours des particuliers dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (F90) et le taux comparable dans les banques (B90). Cet écart, (F90-B90), est censé représenter dans les équations de demande de M2 les transferts de parts de marché qui se produisent entre M2 et la composante qu'on lui ajoute pour obtenir M2+.

Comme il a déjà été mentionné, la première étape de l'approche de cointégration consiste à déterminer l'ordre d'intégration de chacune des variables du modèle. Il faut donc effectuer une analyse univariée des racines unitaires à partir de séries chronologiques, en appliquant des tests séquentiels selon l'approche préconisée par Perron (1988). Les statistiques obtenues à partir des test DFA et PP ($t,\tilde{\alpha}$) ne permettent pas de conclure que les variables relatives au *niveau* de M2 réel, de M2+ réel, de l'encours réel des obligations d'épargne du Canada (OEC) et des prix n'ont pas de racine unitaire, mais on peut en déduire que les différences premières de ces variables, quant à elles, n'en ont pas. Ainsi, ces tests indiquent que les variables M2, M2+ et OEC, exprimées en termes réels, et le niveau des prix sont tous de type I(1). Selon les résultats des tests de racine unitaire, les deux poussées inflationnistes des années 70 (illustrées à la Figure 9) sont traitées comme des déviations transitoires par rapport au taux d'inflation de régime permanent et non comme des variations de ce taux. Le taux d'intérêt nominal à court terme est de type I(1) : il réagit surtout aux anticipations

Figure 9
Taux d'intérêt nominal (R90) et taux d'inflation (INFL)



inflationnistes des années 70 et à la hausse permanente du niveau des taux d'intérêt réels observée au début des années 80 (voir R90 dans la Figure 9).

Les Figures 7, 8, 10 et 11 illustrent les écarts entre les taux de rendement des dépôts faisant partie de M2 et ceux d'autres avoirs financiers. Tout au long de la période d'estimation, les écarts entre, d'une part, les taux du marché (R90) et, d'autre part, les taux respectifs des dépôts d'épargne (TDEB) et des dépôts à terme de 90 jours des particuliers dans les banques (B90) ont affiché une tendance à la hausse (Figures 10 et 11). Ces deux écarts se sont avérés stationnaires par rapport à leur tendance. Cependant, la Figure 10 montre que, vers 1984, la tendance de (R90-TDEB) s'inverse lorsqu'on retient le taux de rendement des dépôts d'épargne à taux d'intérêt progressif (TPROPRE) comme taux de rendement des dépôts d'épargne. On constate que l'écart (R90-TPROPRE) est stationnaire par rapport à sa moyenne, ce qui semble indiquer que les tendances de (R90-B90) et de (R90-TDEB) pourraient bien être attribuables aux innovations financières qui

Figure 10
Taux de rendement relatif des dépôts d'épargne

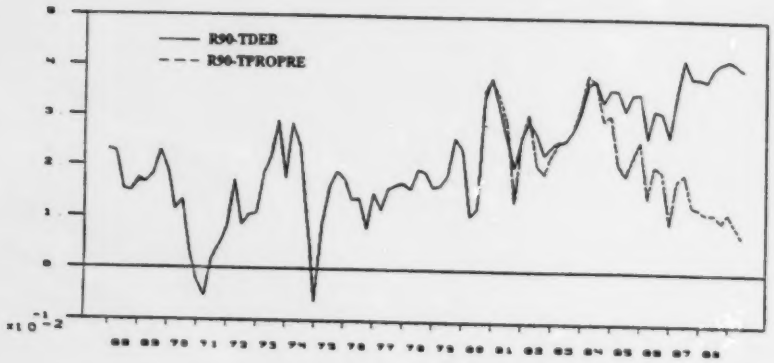
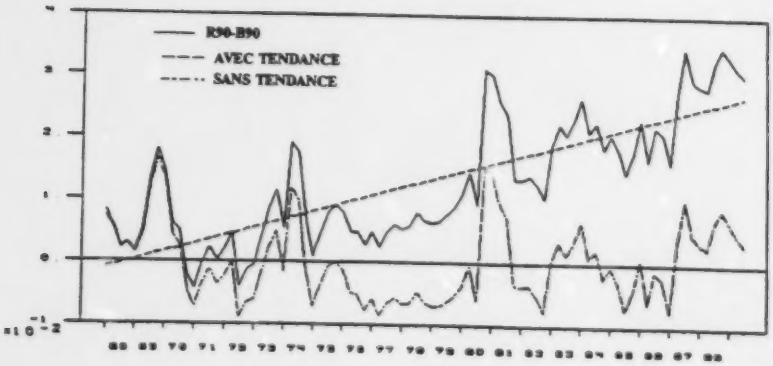


Figure 11
(R90 - B90) sans tendance



se sont produites tout au long de la période d'estimation et qui sont entachées d'erreurs de mesure. Pour cette raison, nous avons décidé de filtrer les écarts de taux d'intérêt (R90-B90) et (R90-TDEB) afin de les rendre stationnaires [les valeurs ainsi obtenues pour (R90-B90) sont illustrées à la Figure 11]. Nous faisons l'hypothèse que les tendances de (R90-B90) et de (R90-TDEB) tiennent à des erreurs de mesure, la composante stationnaire servant alors à appréhender le coût d'opportunité lié à la détention d'encaisses entrant dans M2 et M2+. En supprimant les tendances des écarts de taux d'intérêt - lesquelles captent les effets *permanents* des transferts de fonds -, on ne tient plus compte que des transferts de fonds *temporaires* entre les dépôts contenus dans M2 et M2+ et les autres avoirs financiers.

L'écart entre le taux de rendement des dépôts à terme de 90 jours des particuliers dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire et le taux comparable dans les banques, (F90-B90), ne s'est pas beaucoup éloigné de zéro jusqu'à ces dernières années (Figure 8). Cet écart s'est révélé stationnaire par rapport à sa moyenne, ce qui n'a rien de surprenant compte tenu de la forte substituabilité entre les dépôts bancaires et les dépôts parabancaires. Toutefois, comme l'écart (F90-B90) est de type I(0), il ne peut expliquer les variations de M2 de nature *permanente* ni, par conséquent, la baisse continue qu'a enregistrée la part de marché des banques au cours de la période d'estimation. Seul un modèle comportant une description plus détaillée du secteur des institutions pourrait parvenir à expliquer les transferts permanents de parts de marché que l'on a pu observer entre les dépôts qu'englobe M2 et les dépôts que l'on ajoute à cet agrégat pour obtenir M2+.

Maintenant que l'ordre d'intégration de chacune des variables retenues dans notre analyse est établi, nous pouvons échafauder des hypothèses sur les groupes de variables aptes à constituer des vecteurs de cointégration. Afin de préserver le nombre de degrés de liberté, il serait préférable, dans un premier temps, d'employer des agrégats monétaires réels plutôt que nominaux comme

variable dépendante dans les régressions de cointégration. Nous verrons seulement plus loin si l'hypothèse d'homogénéité des prix à long terme constitue une restriction valable aux fins de l'estimation. Les tests univariés portant sur les racines unitaires indiquent que les agrégats M2 et M2+ en termes réels sont des processus intégrés du premier ordre sans dérive. Une condition nécessaire de la cointégration est que les variables du vecteur de cointégration soient au moins de type I(1). Par conséquent, ni les écarts de taux d'intérêt [(R90-B90), (R90-TDEB), (R90-TPROPRE), (F90-B90)], ni le taux d'inflation ne peuvent être inclus dans le vecteur de cointégration. Nous testons l'hypothèse que les agrégats M2 et M2+ en termes réels sont cointégrés avec les variables qui se sont révélées être des processus du premier ordre, à savoir le revenu réel[33] (y), l'encours réel des obligations d'épargne du Canada (oec) et le niveau des taux d'intérêt à court terme (R90)[34]. L'insertion d'une tendance linéaire (t) dans les tests de cointégration nous permet également de tester si le vecteur de cointégration comporte une composante tendancielle déterministe.

Nous effectuons les tests de cointégration en procédant d'abord à des régressions statiques, puis en appliquant les tests de racine unitaire DFA et PP aux résidus issus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO). Le rejet de l'hypothèse que les résidus ont une racine unitaire révèle que les variables de la régression statique sont cointégrées. On trouvera au Tableau 4 les estimations obtenues par les moindres carrés ordinaires à partir de différentes régressions statiques ainsi que les résultats des tests de racine

---

[33] Dans les régressions dont la présente section fait état, le revenu réel est mesuré au moyen des ventes finales réelles. Des recherches antérieures indiquent en effet que les propriétés des équations de demande de M2+ s'améliorent lorsqu'on déduit du PIB réel les fluctuations des stocks de produits. Cependant, l'utilisation des ventes finales réelles à la place du PIB réel n'influe guère sur les résultats des tests de cointégration ni sur les résultats qualitatifs présentés dans cette section.

[34] Toutes les variables en minuscules sont sous forme logarithmique; tous les taux d'intérêt sont exprimés en niveaux.

unitaire DFA et PP. Il importe de prendre note que la puissance des tests de cointégration diminue assez rapidement lorsque nous ajoutons des variables au vecteur de cointégration. C'est pourquoi nous restreignons notre analyse aux vecteurs de cointégration comportant au plus cinq variables (dont la constante)[35]. Pour simplifier la démonstration, nous retenons d'abord comme point de repère un vecteur qui comprend une constante ainsi que les valeurs réelles du revenu et de l'encours des obligations d'épargne du Canada, pour ensuite étudier ce qui se produit lorsque nous ajoutons R90 et une tendance linéaire.

Nous ne nous sommes pas bornés à appliquer les tests de cointégration aux résidus des régressions statiques effectuées par la méthode des MCO; d'autres estimations du vecteur de cointégration ont aussi été soumises à ces tests. Des simulations effectuées par Banerjee et coll. (1986) font en effet ressortir que les estimations de vecteurs de cointégration tirés du type de régressions décrit ci-dessus peuvent être fortement biaisées lorsque le nombre d'observations est petit[36]. On peut obtenir des estimations plus efficaces du vecteur de cointégration en estimant simultanément les élasticités de long terme et la dynamique de court terme. Dans la littérature traitant de la cointégration, ce procédé comportant une seule étape est connu sous le nom de «méthode des moindres carrés non linéaires» (MCNL).

Le principal inconvénient de cette méthode d'estimation est qu'elle nécessite une spécification de la dynamique : de ce fait, les inférences relatives au vecteur de cointégration dépendent dans une certaine mesure du

---

35 Cinq est le nombre maximum de variables pour lequel nous disposons de valeurs critiques aux fins des tests.

36 Banerjee et coll. montrent que le biais est une fonction croissante de $(1-R^2)$. Comme le R^2 des régressions statiques effectuées pour les valeurs réelles de M2 et de M2+ est supérieur à 0,995, le biais que renferment nos estimations est sans doute relativement faible.

Tableau 4
Tests de cointégration (Période d'estimation : 1969T1-1989T3; 83 observations)

Résultats du test de Dickey-Fuller amélioré (DFA) et du test de Phillips-Perron (PP) et paramètre d'ajustement estimé (δ) à partir de modèles de correction des erreurs				
	DFA	PP	δ	Log de la fonction de vraisemblance
Régression statique de M2 - MCO				
m - p = 1,294y - 0,057oec	2,77	2,72		
m - p = 1,285y - 0,051oec + 0,039R90	2,83	2,67		
m - p = 0,691y - 0,100oec + 0,00597t	4,29*	3,00		
m - p = 0,718y - 0,134oec + 0,00617t - 0,216R90	3,79	3,34		
Modèles de correction des erreurs relatifs à M2 - MCNL				
m - p = 1,305y - 0,100oec	2,47	2,47	0,094*	316,315
m - p = 1,327y - 0,108oec - 0,195R90	2,22	2,46	0,099*	316,680
m - p = 0,752y - 0,104oec + 0,00532t	4,25*	3,85	0,179*	317,822
m - p = 0,773y - 0,113oec + 0,00530t - 0,123R90	3,88	3,86	0,187*	318,145
Régression statique de M2+ - MCO				
m - p = 1,544y - 0,075oec	2,88	3,27		
m - p = 1,550y - 0,079oec - 0,024R90	2,86	3,30		
m - p = 1,157y - 0,103oec + 0,00384t	3,10	3,11		
m - p = 1,181y - 0,133oec + 0,00402t - 0,190R90	2,93	3,36		
Modèles de correction des erreurs relatifs à M2+ - MCNL				
m - p = 1,509y - 0,091oec	2,11	2,46	0,099*	333,361
m - p = 1,563y - 0,100oec - 0,655R90	1,77	2,52	0,098*	336,607
m - p = 2,057y - 0,092oec - 0,00531t	1,59	1,97	0,076	334,227
m - p = 2,634y - 0,098oec - 0,01002t - 1,206R90	1,46	2,03	0,060	338,344

Note : Le test de cointégration de Dickey-Fuller amélioré (DFA) et le test de cointégration de Phillips-Perron (PP) portent sur l'hypothèse nulle que les résidus issus d'une régression statique de type MCO ont une racine unitaire. Un rejet de l'hypothèse que la racine est unitaire indique que les variables soumises à la régression statique sont cointégrées.

Les valeurs critiques retenues dans les tests de cointégration se fondent sur les résultats de simulations effectuées à l'aide de régressions de cointégration comportant 100 observations [tirés du tableau 2, p. 157 dans Engle et Yoo (1987)].

* significativement différent de zéro au seuil de 5 %

jugement exercé par le modélisateur lorsqu'il spécifie la dynamique propre au modèle. Afin de minimiser l'incidence de la spécification sur les inférences, nous avons spécifié une dynamique unique pour toutes les formulations du vecteur de cointégration. Nous avons établi cette spécification en appliquant une série de tests allant du général au particulier. Il a d'abord fallu déterminer l'ordre de la dynamique du système. Pour ce faire, nous avons estimé différentes spécifications autorégressives non contraintes comportant des structures de retards échelonnés d'ordre 4 au maximum. C'est la spécification autorégressive d'ordre 2 qui s'est avérée la plus appropriée à en juger par les résultats d'une application séquentielle du test de Fisher dans le cadre de la spécification la plus générale du modèle.

Si cette spécification du système dynamique est retenue aux fins de l'estimation de l'équation de demande de M2, le coefficient de l'écart de taux d'intérêt (F90-B90) n'est pas significativement différent de zéro; cet écart a donc été exclu de l'analyse. Trois variables différentes ont servi à mesurer le taux de rendement relatif des dépôts que comprennent M2 et M2+ : (R90-TPROPRE), (R90-B90) et (R90-TDEB), ces deux dernières étant purgées de leur tendance. À cause de la colinéarité observée entre ces différents écarts de taux d'intérêt, il était difficile de distinguer leurs effets l'un de l'autre. Pour les régressions de M2 et de M2+, l'écart (R90-B90) a été préféré aux deux autres sur la base des écarts-types des régressions. Par conséquent, seule cette variable sert à représenter le coût d'opportunité associé à la détention de dépôts rémunérés regroupés dans M2 et M2+. D'où la spécification autorégressive non contrainte à retards échelonnés qui se lit ainsi :

$$\alpha_m(L)m = \alpha_0 + \alpha_t t + \alpha_p(L)p + \alpha_y(L)y + \tau_c(L)oec + \alpha_r(L)R90 + \alpha_{rd}(L)(R90\text{-}B90) + u \qquad (4)$$

où $\alpha_i(L)$ est un opérateur de retard polynomial d'ordre 2 s'appliquant à chaque variable i, et u, un terme d'erreur aléatoire. À l'aide d'une simple transformation algébrique, on peut exprimer l'équation 4 sous la forme d'un modèle de correction des erreurs :

$$\begin{aligned}\Delta m = {} & \alpha_0 + \alpha_m \Delta m_{-1} + \alpha_{p0}\Delta p + \alpha_{p1}\Delta p_{-1} + \alpha_{y0}\Delta y + \alpha_{y1}\Delta y_{-1} \\ & + \alpha_{c0}\Delta oec + \alpha_{c1}\Delta oec_{-1} + \alpha_{r0}\Delta k90 + \alpha_{r1}\Delta R90_{-1} \\ & + \alpha_{rd0}(R90\text{-}B90) + \alpha_{rd1}(R90_{-1} - B90_{-1}) + \alpha_{rd2}(R90_{-2} - B90_{-2}) \\ & - \delta(m_{-2} - p_{-2} - \tau_y y_{-2} - \tau_c oec_{-2} - \tau_r R90_{-2} - \tau_t t) + u \qquad (5)\end{aligned}$$

où les paramètres α représentent les élasticités de court terme, les paramètres τ, celles de long terme, et δ, le paramètre de correction des erreurs. Signalons que l'équation autorégressive à retards échelonnés (4) et l'équation de correction des erreurs (5) sont équivalentes sur le plan statistique. Cependant, le paramétrage de l'équation 5, avec correction des erreurs, est plus commode, car il nous permet de concentrer notre attention sur les paramètres qui nous intéressent plus particulièrement, à savoir τ et δ. Par contre, nous ne pouvons estimer directement l'équation 5 au moyen des moindres carrés ordinaires puisque cette spécification n'est pas linéaire relativement aux paramètres de long terme τ. On a généralement recours à l'une des deux méthodes suivantes pour estimer l'équation 5. La première comporte deux étapes : on estime d'abord τ en effectuant des régressions statiques au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), puis on estime les paramètres dynamiques α et δ sur la base des valeurs obtenues pour τ. Dans la deuxième méthode, qui ne compte qu'une étape, τ, α et δ sont estimés simultanément au moyen des moindres carrés non linéaires (MCNL). Conformément à la littérature économétrique, les estimations de l'équation 5 obtenues par la méthode à deux étapes seront

appelées «estimations par MCO», et celles obtenues par la méthode à une étape, «estimations par MCNL».

Nous avons testé, lors de régressions préliminaires, l'hypothèse selon laquelle les obligations d'épargne du Canada (OEC) ont une incidence instantanée et permanente sur M2 et M2+. Cette hypothèse se traduit par l'imposition à l'équation 5 des contraintes non linéaires suivantes : $\alpha_{cl} = -\alpha_{c0}\alpha_m$ et $\tau_c = \alpha_{cl}$. Les données disponibles n'ont pas permis de rejeter ces contraintes, que nous avons par conséquent imposées dans toutes les régressions signalées dans la présente section. Nous avons également testé l'hypothèse d'une incidence asymétrique des obligations d'épargne du Canada en ajoutant à l'équation 5 une variable représentant la période où les obligations sont mises en vente[37]. Le coefficient de la variable OEC habituelle est significativement différent de zéro, mais pas celui de la variable représentant la période de vente. D'après ces résultats, des variations de l'encours des obligations d'épargne durant la période d'encaissement ont une incidence statistiquement significative sur M2 et M2+, ce qui est contraire aux résultats obtenus à partir d'équations mensuelles exprimées en taux de croissance et présentés à la section précédente.

Le Tableau 4 présente les estimations par MCO et par MCNL de différents vecteurs de cointégration pour M2 et M2+, ainsi que les tests de cointégration DFA et PP correspondants. Comme il a déjà été mentionné, la valeur obtenue pour δ dans l'équation 5 suit une distribution limite non normale sous l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire, de sorte qu'une méthode traditionnelle d'inférence appliquée à δ ne constitue pas un test de cointégration statistiquement valable. Cependant, des simulations effectuées

---

[37] La variable OEC habituelle tient compte de toutes les variations de l'encours des obligations d'épargne du Canada, que celles-ci surviennent pendant la période de vente ou celle d'encaissement. La variable représentant la période de vente ne mesure que les variations de l'encours survenues durant cette période; le niveau de l'encours ne bouge pas le reste de l'année.

par Banerjee et coll. (1986) montrent qu'un test traditionnel de Student appliqué à δ affiche, au seuil de signification de 5 %, des propriétés raisonnables lorsque le nombre d'observations est faible. Par conséquent, le Tableau 4 contient également la valeur de δ calculée à partir des modèles de correction des erreurs et indique si cette valeur est significativement différente de zéro au seuil de 5 % d'après le test traditionnel de Student.

Dans le cas de M2, les tests de racine unitaire ne fournissent un appui statistique à l'hypothèse de cointégration que pour une seule spécification, soit celle du vecteur de cointégration comportant une tendance linéaire. En effet, les statistiques associées au test DFA sont significatives au seuil de 5 % pour cette spécification du vecteur. Par contre, les statistiques correspondantes du test PP ne sont pas, quant à elles, significatives à ce seuil. L'hypothèse de cointégration n'est donc pas solidement étayée. Quant aux estimations de δ issues des modèles de correction des erreurs, elles semblent conforter l'hypothèse de cointégration, mais ne permettent pas d'isoler un vecteur unique de cointégration. Les quatre valeurs de δ tirées de ces modèles sont significativement différentes de zéro au seuil de 5 %, mais les estimations obtenues dans le cadre du modèle de correction des erreurs avec tendance linéaire sont beaucoup plus élevées. En général, les tests de cointégration ne permettent pas d'isoler un vecteur unique de cointégration pour M2. Cependant, si l'on fait appel à ces tests pour choisir le modèle approprié, on est amené à retenir les spécifications de long terme qui incorporent une tendance linéaire.

Il est intéressant de noter que les estimations par MCO et par MCNL qui diffèrent le moins l'une de l'autre sont celles des vecteurs de cointégration qui incorporent une tendance linéaire, ce qui est d'ailleurs conforme à la théorie de la cointégration. Supposons que la véritable spécification à long terme du vecteur de cointégration comprenne le revenu réel, les obligations

d'épargne du Canada et une tendance linéaire (c.-à-d. $m - p = \tau_y y + \tau_c oec + \tau_t t$). Les estimations par MCO et par MCNL du vecteur $\{\tau_y, \tau_c, \tau_t\}$ satisfont toutes deux à la propriété de «superconvergence» : autrement dit, elles convergent vers leurs distributions limites plus rapidement que ne le font les estimations convergentes dans des régressions comportant des variables stationnaires. À cause de cette propriété commune, les estimations par MCO et par MCNL du vecteur de cointégration sont très semblables quand le nombre des observations est fini. Par ailleurs, les recherches faites par Phillips (1986) sur les régressions trompeuses montrent que, dans les régressions où interviennent des variables intégrées qui ne sont pas cointégrées, l'interprétation statistique des estimations par MCO et par MCNL ne révèle rien. Aussi les valeurs de τ estimées à l'aide des MCO et des MCNL divergent-elles fortement lorsqu'on exclut la variable de tendance du vecteur de cointégration.

Dans le cas de M2+, les tests de racine unitaire ne fournissent aucune preuve de cointégration au seuil de 5 %. Les estimations de δ tirées des modèles de correction des erreurs sont, quant à elles, significativement différentes de zéro pour les spécifications où nous avons omis d'inclure une tendance linéaire. Sur la foi de ces résultats, on préférera exclure la tendance linéaire de tout modèle de M2+ avec correction des erreurs; les statistiques des tests DFA et PP militent d'ailleurs en faveur d'une telle décision. En effet, d'après Engle et Yoo (1987), l'addition de variables au vecteur de cointégration présumé augmente les valeurs critiques de la statistique du test DFA. Les résultats reproduits au Tableau 4 indiquent pour leur part que l'addition d'une tendance et de R90 au vecteur de cointégration ne modifie guère les statistiques des tests DFA et PP. En résumé, tant ces statistiques que les estimations de δ issues des modèles de correction des erreurs donnent à penser que la spécification à long terme de M2+ ne devrait inclure que le revenu réel et les obligations d'épargne du Canada.

Les tests de cointégration présentés au Tableau 4 montrent que la vitesse de circulation de M2 (et non celle de M2+) renferme une composante tendancielle de nature déterministe. Ce résultat surprend quelque peu compte tenu du fait que le ratio de M2+ à la dépense nominale affiche une tendance plus marquée que le ratio de M2 correspondant (Figure 2). Cependant, d'après les résultats de la régression, M2+ possède une élasticité-revenu à long terme plus élevée que celle de M2, résultat qui permet de concilier les deux observations précédentes. Dans les figures illustrant la vitesse de circulation des agrégats, les élasticités-revenu à long terme de M2 et de M2+ sont implicitement fixées à un.

Il est à noter que, dans les régressions statiques, l'effet de la tendance linéaire est positif et réduit les valeurs estimées des élasticités-revenu à long terme de M2 et de M2+. Le modèle de correction des erreurs de M2 aboutit au même résultat. Toutefois, dans le modèle de correction des erreurs de M2+, l'effet de la tendance linéaire est négatif, ce qui entraîne une augmentation de la valeur estimée de l'élasticité-revenu à long terme. Nous ignorons pourquoi les méthodes d'estimation à une et à deux étapes attribuent des signes différents à la tendance linéaire dans le cas de M2+. Sous l'hypothèse de cointégration, les estimations par MCO et par MCNL du paramètre associé à la tendance sont «superconvergentes» et devraient prendre des valeurs voisines lorsque le nombre d'observations est fini. Cela semble témoigner d'une absence de cointégration, auquel cas ces estimations du paramètre de la variable de tendance linéaire n'ont aucune signification statistique.

Une interprétation possible des résultats obtenus à partir des tests de racine unitaire DFA et PP est que la vitesse de circulation de M2 et de M2+ possède une racine unitaire, si bien que les termes servant à modéliser la demande de M2 et de M2+ devraient être exprimés en différences premières (tout comme dans la section précédente). Il se peut également que la vitesse

de M2 et de M2+ ait une racine «quasi unitaire» : ainsi, il existerait une relation de cointégration sous-tendant la demande de M2 et de M2+ à long terme, mais la puissance des tests de cointégration ne suffirait pas à isoler le vecteur de cointégration. Cette dernière éventualité mérite plus ample considération, étant donné que la faiblesse des tests de racine unitaire est bien connue. Dans la section 3.2.2, nous conserverons l'hypothèse de cointégration et examinerons de nouveau les différentes spécifications de long terme pour M2 et M2+, en employant cette fois un cadre d'analyse statistique traditionnel.

3.2.2 L'approche traditionnelle

Dans la présente section, nous faisons appel à la théorie statistique traditionnelle, fondée sur les distributions asymptotiquement normales, pour effectuer des inférences statistiques concernant les fonctions de demande à long terme de M2 et de M2+. Notre analyse ne porte que sur les estimations par MCNL tirées des modèles de M2 et de M2+ avec correction des erreurs, car celles-ci englobent de toute façon les estimations correspondantes obtenues à l'aide des MCO[38]. Les modèles de correction des erreurs examinés ci-après sont ceux qui ont été soumis aux tests de cointégration dont les résultats figurent au Tableau 4; ils sont évalués ici au moyen de tests du rapport des vraisemblances.

Le Tableau 4 présente le log des fonctions de vraisemblance des estimations obtenues par les MCNL à partir des modèles de correction des erreurs. L'application d'une série de tests imbriqués du rapport des vraisemblances nous permet de faire un choix entre les quatre différentes spécifications de M2 et de M2+. Tout d'abord, pour ce qui est des modèles

---

[38] Le principe de maximisation à la base de l'algorithme itératif d'estimation par MCNL garantit que l'ajustement statistique des estimations MCNL sera supérieur à celui des estimations MCO.

de M2 avec correction des erreurs, les tests du rapport des vraisemblances donnent les résultats suivants : le seuil de signification marginale (SSM) de R90 est de 86 %, celui de la tendance linéaire, de 8 %, et le SSM conjoint de ces deux variables, de 45 %. Par conséquent, si le seuil de signification était de 10 % par exemple, l'équation de demande de M2 à long terme serait celle qui comporte une tendance linéaire, tout comme dans l'analyse de cointégration; mais à un seuil plus élevé, par exemple 5 %, la préférence irait plutôt à l'équation qui omet la tendance linéaire. Quant aux spécifications de long terme pour M2+, les résultats des tests du rapport des vraisemblances donnent un SSM de 9 % pour R90, de 19 % pour la tendance linéaire et de 4 % pour ces deux variables considérées conjointement. Par conséquent, sur la foi de ces résultats, la spécification de long terme la plus appropriée pour M2+ comprendrait R90 et la tendance linéaire.

L'analyse précédente montre que la recherche de la meilleure spécification d'un modèle n'aboutit pas forcément aux mêmes résultats selon qu'elle se fonde sur des tests de cointégration ou sur les critères statistiques habituels. En effet, dans le cas de M2, les tests de cointégration indiquent que la tendance linéaire représente une importante composante de la fonction de demande à long terme, alors que les tests du rapport des vraisemblances révèlent au contraire que cette tendance n'est significative qu'à la marge (son SSM n'est que de 8 %). Les conclusions diffèrent encore plus dans le cas de M2+; les tests de cointégration indiquent que ni la tendance linéaire, ni R90 ne sont des composantes importantes de la fonction de demande à long terme, tandis que les tests du rapport des vraisemblances révèlent que les coefficients de ces deux variables sont significativement différents de zéro.

3.2.3 Comparaison de différents vecteurs de cointégration au moyen de graphiques

Il est possible de représenter graphiquement les résultats tirés de l'analyse statistique de cointégration effectuée précédemment. Dans la présente section, nous étudions l'écart des valeurs observées des agrégats M2 et M2+ relativement à leur valeur d'équilibre de long terme donnée par les différentes estimations du vecteur de cointégration. Il nous semble, intuitivement, que la fonction de demande de M2 et de M2+ devrait retourner plus fréquemment au véritable vecteur de cointégration qu'à des vecteurs composés de variables non cointégrées. Aussi la représentation graphique de ce processus devrait-elle nous aider à mieux comprendre les résultats de l'analyse statistique effectuée dans la section précédente. Nous tentons ensuite de répondre à deux questions : i) l'introduction d'une tendance linéaire augmente-t-elle la propension de M2 et de M2+ à revenir à leur valeur d'équilibre de long terme? ii) étant donné les transferts continus entre dépôts dans les banques et dépôts dans les institutions parabancaires, l'agrégat M2+ tend-il à revenir à sa valeur d'équilibre de long terme plus souvent que ne le fait M2?

La Figure 12 illustre les conséquences de l'introduction d'une tendance linéaire dans la demande de M2 à long terme. Le trait discontinu représente l'écart de M2 réel par rapport à la valeur d'équilibre de long terme que donne l'estimation par les MCNL du vecteur de cointégration où ne figure pas de variable de tendance : $m - p = 1{,}305y - 0{,}100oec$. Le trait continu décrit, pour sa part, l'écart de M2 réel relativement à la valeur d'équilibre de long terme dérivant de l'estimation par les MCO du vecteur de cointégration incluant la variable de tendance : $m - p = 0{,}691y - 0{,}100oec + 0{,}00697t$. L'élasticité de M2 aux obligations d'épargne du Canada est la même dans les deux spécifications de long terme; par conséquent, l'écart entre les deux traits représente ce qui se produit lorsqu'on supprime la tendance de la

spécification de M2 où elle intervient et où l'élasticité-revenu est plus faible. On constate, à l'examen de la Figure 12, que l'insertion d'une variable de tendance a pour effet de rapprocher M2 de sa valeur d'équilibre de long terme au cours de l'ensemble de la période 1973-1979. On constate également que, lorsqu'on exclut cette variable de la spécification de long terme, M2 augmente en permanence pour s'établir au-dessus de sa valeur d'équilibre de long terme à compter de 1982. Cela corrobore l'hypothèse de l'existence d'une période de consolidation, hypothèse avancée dans l'introduction de la présente étude. Notons cependant que, lorsque la spécification de long terme comporte une tendance, rien ne laisse croire qu'une hausse de nature permanente soit survenue en 1982, car, tout le long des années 80, M2 oscille autour de son équilibre à long terme. L'introduction d'une tendance dans la spécification de long terme paraît donc exclure la possibilité que se soit produite une modification de la vitesse de circulation de M2 au cours de la période de consolidation (1982T2-1984T4).

La Figure 13 illustre les effets de l'insertion d'une tendance linéaire dans la demande de M2+ à long terme. Le trait discontinu retrace l'écart de M2+ réel par rapport à la valeur d'équilibre de long terme découlant de l'estimation par les MCNL du vecteur de cointégration excluant la tendance : m - p = 1,509y - 0,091oec. Le trait continu représente quant à lui l'écart de M2+ réel relativement à la valeur d'équilibre de long terme issue de l'estimation par les MCO du vecteur de cointégration qui inclut la tendance : m - p = 1,157y - 0,103oec + 0,00384t. Il ressort de la Figure 13 que l'inclusion d'une tendance influence moins la propension de M2+ à retourner à son équilibre de long terme que ce n'était le cas pour M2. La tendance explique, dans une certaine mesure, que les valeurs observées de M2+ aient été inférieures à la valeur d'équilibre de long terme durant la

Figure 12
Incidence de l'insertion d'une variable de tendance sur la demande à long terme de M2

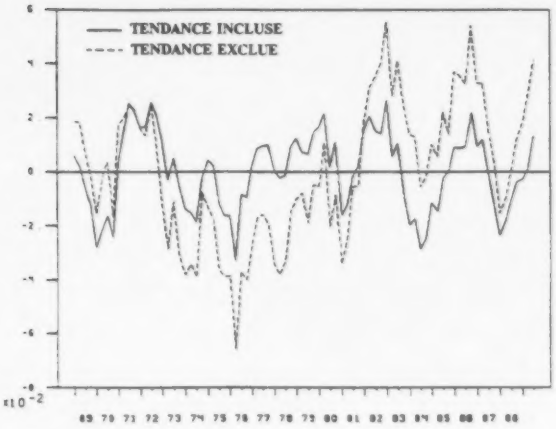
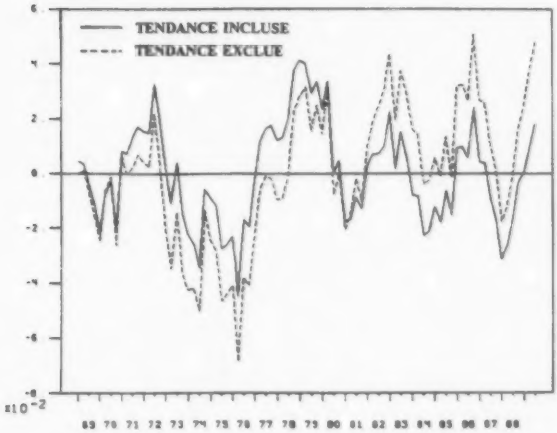


Figure 13
Incidence de l'insertion d'une variable de tendance sur la demande à long terme de M2+



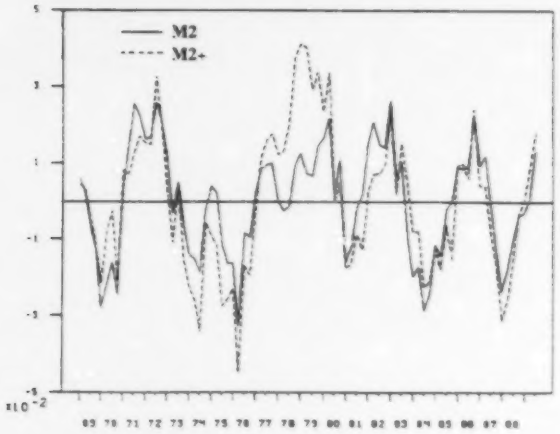
période 1973-1976, mais elle accentue l'écart positif de M2+ par rapport à celle-ci durant la période 1977-1979. Comme c'était le cas pour M2, l'introduction d'une tendance linéaire dans la spécification de long terme semble exclure la possibilité que la vitesse de circulation de M2+ se soit modifiée au cours de la période de consolidation (1982T2-1984T4).

La Figure 14 contribue à clarifier l'incidence qu'ont pu avoir les transferts de parts de marché sur la vitesse de circulation de M2. Le trait continu décrit l'écart de M2 réel relativement à la valeur d'équilibre de long terme dérivant de l'estimation par les MCO du vecteur de cointégration suivant : m - p = 0,691y - 0,100oec + 0,00697t. Quant au trait discontinu, il retrace l'écart de cet agrégat par rapport à la valeur d'équilibre de long terme que donne l'estimation par les MCO du vecteur de cointégration suivant : m - p = 1,157y - 0,103oec + 0,00384t. L'écart entre les traits continu et discontinu est censé traduire l'incidence des transferts de parts de marché sur la demande de M2 à long terme. Comme l'examen de la Figure 14 le confirme, M2 affiche à peu près la même propension que M2+ à retourner à son équilibre de long terme durant l'ensemble de la période d'estimation, exception faite des années 1977 à 1979, durant lesquelles M2+ dépasse davantage sa valeur d'équilibre de long terme que ne le fait M2. Cette analyse graphique laisse supposer que le déclin continuel du ratio M2/M2+ n'a eu jusqu'à présent que peu d'effet sur la propension de M2 à revenir à la valeur dictée par ses déterminants de long terme.

3.2.4 Un examen de la contrainte d'homogénéité des prix à long terme

Jusqu'ici, notre analyse a reposé sur la contrainte d'homogénéité des prix à long terme. La validité de cette dernière était confortée par les équations mensuelles à structure polynomiale de retards décrites dans la section précédente. Nous tenterons, dans les paragraphes qui suivent, de

Figure 14
Demande à long terme de M2 et de M2+



déterminer si cette contrainte conserve sa validité dans les régressions présentées au Tableau 4. Nous examinons d'abord les conséquences qu'aurait, pour les tests de cointégration DFA et PP, un relâchement de la contrainte d'homogénéité des prix à long terme. Puis nous testons, à l'aide de méthodes statistiques traditionnelles, la validité statistique de cette contrainte dans le contexte des modèles de correction des erreurs auxquels le Tableau 4 fait référence.

Afin de déterminer les implications qu'a la contrainte d'homogénéité des prix à long terme pour les tests de cointégration, nous estimons à nouveau les régressions statiques du Tableau 4 en retenant comme variables dépendantes les agrégats M2 et M2+ exprimés en termes nominaux. Nous appliquons ensuite les tests de racine unitaire aux résidus issus de ces régressions. Les estimations du paramètre des prix à long terme obtenues librement au moyen des MCO s'avèrent généralement supérieures à un dans

les régressions statiques. Les statistiques des tests DFA et PP appliqués aux résidus de régressions statiques où l'élasticité-prix n'est pas l'objet d'une contrainte sont très semblables à celles que l'on obtient à partir des résidus de régressions statiques où la contrainte d'homogénéité des prix à long terme est imposée. Notre incapacité de rejeter l'hypothèse d'absence de cointégration ne peut donc être imputée à l'imposition de cette contrainte.

Comme il a été signalé précédemment, on ne peut vérifier la validité de contraintes imposées à des variables intégrées d'ordre 1 au moyen de méthodes statistiques fondées sur la théorie de la distribution asymptotiquement normale centrée réduite. Cependant, West (1988) montre que si les variables sont de type I(1) et assorties d'une dérive, les estimations des paramètres suivent des distributions limites normales, et les méthodes d'inférence traditionnelles peuvent alors être appliquées. Or, selon l'analyse univariée que nous avons faite des racines unitaires, le niveau des prix est de type I(1) et assorti d'une dérive, ce qui nous autorise à employer les méthodes d'inférence traditionnelles pour déterminer la validité statistique de la contrainte d'homogénéité des prix à long terme. Les valeurs de l'élasticité-prix à long terme estimées librement se révèlent considérablement inférieures à un dans les modèles de M2 et de M2+ avec correction des erreurs. Les tests du rapport des vraisemblances conduisent pour leur part à un rejet de la contrainte d'homogénéité dans tous les modèles de ce genre. Les méthodes d'inférence traditionnelles indiquent donc que la spécification de nos modèles est incompatible avec l'homogénéité des prix à long terme.

Comme la contrainte d'homogénéité est rejetée sans équivoque dans les modèles de correction des erreurs, mais non dans les modèles exprimés en taux de croissance mensuels et étudiés dans la section 2, nous avons tenté de déterminer si le rejet de l'homogénéité est attribuable à l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire. À cette fin, nous testons la validité de la

contrainte d'homogénéité des prix à long terme au moyen de modèles de demande de M2 et de M2+ spécifiés en taux de croissance trimestriels.

On peut considérer que la spécification autorégressive à retards échelonnés présentée en 4 englobe en un certain sens ces spécifications en taux de croissance. Si le terme d'erreur u de l'équation 5 possède une racine unitaire, il est possible d'exprimer l'équation 4 en taux de croissance, comme suit :

$$\alpha_m(L)\,\Delta m = \alpha_t + \alpha_p(L)\,\Delta p + \alpha_y(L)\,\Delta y + \tau_c(L)\,\Delta oec + \alpha_r(L)\,\Delta R90 + \alpha_{rd}(L)\,\Delta(R90\text{-}B90) + v \qquad (6)$$

où $u = u_{-1} + v$ et où v est un terme d'erreur (stationnaire) aléatoire. Il est important de noter que si l'on différencie l'équation 4, exprimée en niveaux, la composante tendancielle déterministe $\tau_t t$ devient le terme constant τ_t de l'équation 6, exprimée en taux de croissance. Ainsi, l'équation 6 implique que la vitesse de circulation de M2 et de M2+ suit une marche aléatoire avec dérive, où la composante de dérive se reflète dans le terme constant de la régression. Signalons également que, dans cette spécification en taux de croissance, toutes les variables sont stationnaires et que, par conséquent, on peut faire appel aux méthodes statistiques traditionnelles.

Dans le cas des modèles dont les variables sont mesurées en taux de croissance comme en 6, la valeur de l'élasticité-prix à long terme estimée librement est de 0,864 pour M2 et de 0,700 pour M2+. Ces estimations se comparent à celles que l'on obtient à partir des équations mensuelles à structure polynomiale de retards. Nous ne pouvons rejeter la contrainte d'homogénéité des prix à long terme ni dans l'équation de M2 ni dans celle de M2+ : le seuil de signification marginale du test du rapport des vraisemblances est en effet de 28 % dans la première et de 7 % dans la seconde. Nous trouvons donc un appui statistique à la contrainte

d'homogénéité sous l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire, mais non sous l'hypothèse de cointégration.

Compte tenu de l'attrait non équivoque que revêt l'homogénéité des prix à long terme pour la théorie de la demande de monnaie, nous préférons considérer les tests d'homogénéité comme un outil de diagnostic. Vus sous cet angle, ces tests font ressortir la présence d'erreurs de spécification dans les modèles de M2 et de M2+ avec correction des erreurs, mais pas dans les modèles exprimés en taux de croissance. À l'heure actuelle, l'origine et les éventuelles conséquences de telles erreurs de spécification ne sont pas évidentes et mériteraient de plus amples recherches.

Par ailleurs, l'écart entre les valeurs des paramètres de long terme estimées à l'aide des MCO et des MCNL nous laisse à nouveau perplexes. Sous l'hypothèse de cointégration, ces deux types d'estimations de l'élasticité-prix à long terme sont superconvergents. Il est donc peu probable que l'écart entre les estimations tienne au fait que les estimateurs des MCO et des MCNL sont dotés de propriétés différentes lorsque le nombre d'observations est petit. La présence de cet écart signifie peut-être que l'hypothèse de cointégration ne se vérifie pas. Il se peut également que les valeurs du vecteur de cointégration estimées au moyen des MCNL soient sensibles à la spécification de la dynamique de court terme; en ce cas, il est possible que le biais résultant d'une spécification erronée de la dynamique l'emporte sur les gains en efficacité que procurent les MCNL. Ces différentes hypothèses ne demeurent toutefois que de pures conjectures.

3.2.5 La fonction représentant la tendance de la vitesse de circulation de la monnaie comporte-t-elle des points de rupture?

Dans le cadre de notre analyse de la demande à long terme de M2 et de M2+, nous nous sommes jusqu'ici penchés sur deux nouvelles spécifications de la fonction formalisant la vitesse de circulation de la

monnaie. Ainsi, les modèles de correction des erreurs sont spécifiés sous l'hypothèse que les fonctions représentant la vitesse de circulation de M2 et de M2+ sont stationnaires par rapport à leur moyenne ou à leur tendance. Une spécification sans tendance linéaire signifie que la vitesse de circulation de la monnaie tend à revenir à sa valeur moyenne, tandis qu'une spécification incluant la tendance linéaire suppose que cette variable tend à revenir à sa valeur tendancielle. En revanche, les équations exprimées en taux de croissance impliquent que la fonction définissant la vitesse de circulation de la monnaie est non stationnaire, c.-à-d. qu'elle suit un processus aléatoire avec dérive. Mais ces différents processus aléatoires caractérisant la vitesse de circulation de la monnaie ne reflètent peut-être pas adéquatement les variations que celle-ci a pu connaître au cours de la période d'estimation. À titre d'exemple, depuis le début des années 80, les ménages peuvent se procurer, auprès des courtiers en valeurs mobilières, des montants relativement faibles de bons du Trésor, à des coûts de transaction plus bas qu'auparavant. Cette innovation a accru les possibilités de substitution entre les bons du Trésor et les dépôts d'épargne des particuliers, ce qui, dans une certaine mesure, a pu contribuer à faire varier la vitesse de circulation de M2 et de M2+. Des variations de ce genre peuvent être qualifiées de déplacements permanents de la fonction tendancielle.

Perron (1989) a montré que les tests de racine unitaire comportent un biais antirejet toutes les fois qu'on ne tient pas compte des déplacements de la fonction tendancielle; c'est peut-être pourquoi nous avons eu du mal à étayer l'hypothèse de cointégration sur le plan statistique. Cependant, le moyen de déceler de tels déplacements ne nous apparaît pas clairement. A priori, il ne semble pas exister une seule innovation ayant eu une incidence majeure sur le comportement de la vitesse de circulation de M2 et de M2+. Les changements permanents de la vitesse de circulation de ces agrégats s'expliqueraient plutôt par une série d'événements distincts. Qui plus est,

nous n'avons aucune certitude quant aux moments précis où ces événements sont survenus ni quant à leur incidence sur la vitesse de circulation de M2 et de M2+.

Dans la présente section, nous examinons les conséquences, pour ce qui est de la cointégration, de la modification permanente de la vitesse de circulation de M2 et de M2+ qui a été postulée dans des travaux antérieurs. C'est ce changement que nous appelions, dans la section 2, «période de consolidation» des équations mensuelles exprimées en taux de croissance. Les estimations des équations mensuelles de demande de M2 et de M2+ où intervient une variable muette servant à saisir les changements de vitesse de circulation de ces agrégats durant la période 1982T3-1984T4 (ces estimations sont présentées dans la section 3.2.4) indiquent que M2 et M2+ ont enregistré une diminution permanente de 6,7 % et de 7,9 % respectivement. Nous allons maintenant examiner l'effet qu'aurait sur la fonction de demande de monnaie à long terme la prise en compte d'une variable représentant le changement de la période de consolidation dans l'analyse de cointégration et les modèles de correction des erreurs.

Le type de régressions statiques dont fait état le Tableau 4 ne confère aucune validité à la variable de changement de période de consolidation. En effet, les estimations de la variable en question obtenues par les moindres carrés ordinaires (qui ne figurent pas dans le Tableau) sont soit positives, soit très faibles sur le plan empirique. Cependant, l'hypothèse d'existence d'une période de consolidation est confirmée par les estimations des modèles de correction des erreurs : nous estimons que le coefficient de la variable représentant ce changement, qui est statistiquement significatif, explique des baisses permanentes de 8,8 % de M2 et de 6,6 % de M2+. Ces estimations s'accordent grosso modo avec celles qu'impliquent les équations mensuelles spécifiées en taux de croissance. Par conséquent, notre inférence concernant l'hypothèse de changement de période de consolidation dépend de la méthode

utilisée : les méthodes d'inférence traditionnelles apportent un appui statistiquement significatif à cette hypothèse, ce qui n'est pas du tout le cas de l'approche de cointégration.

Il importe de souligner que la spécification initiale de la variable représentant le changement survenu dans la période de consolidation était fondée sur les résultats des simulations dynamiques des équations mensuelles exprimées en taux de croissance. Mais comme une telle méthode d'identification comporte un important biais lié au test préliminaire, il est assez difficile d'interpréter les inférences au sujet de cette variable. De plus, une observation, même superficielle, des Figures 12 et 13, qui présentent la déviation des agrégats M2 et M2+ en termes réels par rapport à leurs valeurs de long terme, fait voir que l'inclusion d'une tendance dans les spécifications de M2 et de M2+ ne conforte guère l'hypothèse de changement de la période de consolidation. Par conséquent, bien que l'ajustement statistique des modèles de correction des erreurs s'améliore du fait de l'introduction d'une variable représentant un tel changement, on ne sait pas avec certitude si l'emploi de méthodes d'identification de cette nature accroît notre compréhension des fluctuations de la vitesse de circulation de la monnaie.

En résumé, signalons que les résultats des tests de cointégration ne confortent guère l'existence d'un lien de cointégration entre les agrégats M2 et M2+ et les variables explicatives incluses dans la fonction de demande à long terme. Nous sommes ainsi dans l'impossibilité de rejeter l'hypothèse que les fonctions représentant la vitesse de circulation de M2 et de M2+ sont dotées d'une racine unitaire. Lorsqu'on se base sur des tests de cointégration pour sélectionner un modèle, on découvre des différences substantielles dans les fonctions de demande à long terme de M2 et de M2+. Ainsi, dans le cas de M2, les tests de cointégration indiquent que la demande à long terme n'est guère influencée par le niveau des taux d'intérêt (R90), mais que l'inclusion d'une tendance linéaire peut contribuer dans une large mesure à rendre

compte des fluctuations à long terme de cet agrégat. Dans le cas de M2+, les tests de cointégration révèlent que ni le niveau des taux d'intérêt (R90) ni la tendance linéaire n'influent de façon appréciable sur la demande à long terme.

Nous tenons à souligner que l'incapacité où nous sommes de tirer des conclusions solides au sujet de la demande de M2 et de M2+ à long terme est en grande partie imputable au nombre limité de degrés de liberté dont nous disposons, de même qu'à la faible puissance des techniques statistiques employées. Si l'examen de séries chronologiques comportant un plus grand nombre d'observations sur M2 et sur M2+ se traduisait par une augmentation du nombre de degrés de liberté dans l'application des tests, cela permettrait peut-être d'accroître notre compréhension de ces questions[39]. On pourrait peut-être aussi tirer quelque avantage de l'application des tests de cointégration plus puissants qui sont actuellement en voie d'élaboration. De plus, il serait très utile d'étudier les hypothèses susmentionnées à l'aide des méthodes statistiques développées par Phillips (1989) et Johansen (1988), lesquelles permettent de tirer des inférences valides au sujet des vecteurs de cointégration. Ceci reste un domaine d'intérêt pour la recherche future. Dans l'intervalle, il nous faut examiner les conséquences que comporte pour les propriétés dynamiques à court terme le fait que nous ignorons quelle spécification de la demande de M2 et de M2+ est la plus appropriée.

---

[39] À strictement parler, il est impossible de construire, pour la période antérieure à 1968, des séries sur M2 et M2+ qui respecteraient la définition de ces agrégats adoptée jusqu'ici, car il n'existait pas avant cette date de données sur les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers. Cependant, comme ce type de dépôts ne constituait en 1968 qu'une fraction relativement petite de M2 et de M2+, ce problème de données ne tire peut-être pas à conséquence. Cependant, des études antérieures montrent que la demande de M2 affichait des signes d'instabilité dans les années 60 [voir à cet effet Clinton (1973)]. Étant donné cette possible instabilité structurelle, nous ne sommes pas sûrs que l'emploi de séries chronologiques plus longues sur M2 et M2+ augmenterait la probabilité que nous découvrions des preuves statistiques appuyant l'hypothèse de cointégration.

3.2.6 Examen des propriétés dynamiques à court terme de M2 et de M2+ implicites dans les différentes fonctions de demande à long terme

Dans l'analyse de cointégration de la demande de M2 et de M2+ à long terme effectuée à la section précédente, il ne nous a pas été possible de déterminer de façon définitive si la vitesse de circulation de M2 et de M2+ est stationnaire quant à sa moyenne, stationnaire quant à sa tendance, ou non stationnaire. Ces trois processus stochastiques liés à la fonction représentant la vitesse de circulation de la monnaie peuvent être schématisés au moyen de trois spécifications différentes de la demande de monnaie. La première, qui consiste en un modèle de correction des erreurs comportant une tendance linéaire, implique que la fonction formalisant la vitesse de circulation de la monnaie est stationnaire dans sa tendance déterministe. Pour sa part, la deuxième spécification concerne un modèle de correction des erreurs sans tendance linéaire, ce qui signifie que la fonction caractérisant la vitesse de circulation de la monnaie est stationnaire par rapport à sa moyenne. Quant à la troisième spécification, elle consiste en un modèle exprimé en taux de croissance et comportant un terme constant, dans lequel la fonction ayant trait à la vitesse de circulation de la monnaie suit une marche aléatoire avec dérive. La présente section vise à étudier les conséquences qu'entraîne pour la dynamique la modélisation de la vitesse de circulation de la monnaie selon les trois spécifications mentionnées.

Nous avons utilisé la spécification dynamique de l'équation 5 pour estimer les deux modèles de correction des erreurs et celle de l'équation 6 dans le cas du modèle exprimé en taux de croissance. Le coefficient de R90 s'est avéré statistiquement non significatif dans les trois spécifications et a été exclu de l'analyse. Les estimations obtenues pour ces trois modèles sont présentées au Tableau 5, dans le cas de M2, et au Tableau 6, dans celui de M2+. Nous y présentons également, à des fins de référence, les estimations

des modèles simples de demande de M2 et de M2+ avec ajustement partiel. L'équation suivante comporte un mécanisme d'ajustement partiel[40] :

$$\Delta m = \alpha_0 + \alpha_y y + \tau_c[oec-(1-\delta)oec_{-1}] + \alpha_{rd0}(R90-B90) - \delta(m_{-1}-p) \quad (7)$$

Signalons que le plus petit écart-type est associé au modèle de correction des erreurs avec tendance linéaire dans le cas des spécifications de M2 (Tableau 5) et au modèle de même type sans tendance linéaire dans le cas des spécifications de M2+ (Tableau 6)[41]. Ces résultats confortent en quelque sorte l'analyse de cointégration effectuée à la section 3.2.1. En outre, les modèles de correction des erreurs sont en général supérieurs, sur le plan de l'ajustement statistique, aux modèles exprimés en taux de croissance; cette confirmation vaut tant pour M2 que pour M2+. Ainsi, bien qu'il ne nous ait pas été possible de trouver des preuves statistiques concluantes d'une cointégration, il ne semble pas que l'imposition d'une contrainte de racine unitaire aux données nous permettrait d'améliorer l'efficacité de ces modèles.

Nous allons maintenant analyser les différences qu'impliquent ces quatre spécifications dans la dynamisation du modèle. À cette fin, nous mettrons l'accent sur le lien qui existe entre M2 et les fluctuations de la dépense nominale. Nous examinerons séparément les implications dynamiques des variations des deux composantes de la dépense nominale, en l'occurrence les prix et le revenu réel.

---

40 Signalons qu'à strictement parler, l'équation 7 ne représente pas un simple modèle d'ajustement partiel puisqu'on y contraint les obligations d'épargne du Canada à exercer une incidence instantanée permanente sur M2 et M2+. Cette contrainte est imposée afin que ces dernières produisent le même effet dans tous les modèles.

41 Dans le Tableau 6, l'estimation du modèle de demande de M2+ avec correction des erreurs et tendance se fait au moyen d'une méthode à deux étapes; nous évitons ainsi un signe négatif pour la tendance et une élasticité-revenu à long terme élevée, résultats que l'on obtient avec la méthode à une étape. De plus, les résultats des tests de cointégration appliqués à la spécification de long terme pour M2+ favorisent les estimations par MCO au détriment des estimations par MCNL.

Tableau 5
Résultats de l'estimation de différents modèles dynamiques de demande de M2
Période d'estimation : 1969T1-1989T3

	Modèles de correction des erreurs		Modèle exprimé en taux de croissance	Modèle avec ajustement partiel
α_0	0,516	-0,359	-	-1,100
	(0,564)	(0,144)		(0,171)
α_m	0,148	0,217	0,353	-
	(0,109)	(0,102)	(0,101)	
α_{p0}	0,221	0,129	0,215	0,171
	(0,129)	(0,117)	(0,119)	(0,025)
α_{p1}	0,476	0,363	0,431	-
	(0,131)	(0,114)	(0,115)	
α_{y0}	0,170	0,174	0,185	0,261
	(0,067)	(0,067)	(0,067)	(0,036)
α_{y1}	0,114	0,106	0,085	-
	(0,071)	(0,071)	(0,071)	
α_{rd0}	-0,200	-0,159	-0,228	-0,390
	(0,160)	(0,160)	(0,149)	(0,140)
α_{rd1}	-0,675	-0,644	-0,797	-
	(0,178)	(0,179)	(0,144)	
α_{rd2}	0,464	0,591	-0,162	-
	(0,168)	(0,152)	(0,163)	
τ_c	-0,104	-0,100	-0,101	-0,114
	(0,017)	(0,018)	(0,017)	(0,018)
δ	0,179	0,094	-	0,171
	(0,063)	(0,034)		(0,025)
Estimation de l'élasticité-revenu à long terme (τ_y) et tendance linéaire (τ_t)				
τ_y	0,752	1,305	0,418	1,519
τ_t	0,00533	-	0,00593	-
$\bar{R}^2$	0,775	0,767	0,735	0,589
ETR (%)	0,572	0,579	0,604	0,733
DW	2,01	2,04	2,10	1,26

Notes relatives aux Tableaux 5 et 6 :

1. Écart-type entre parenthèses
2. Les modèles de correction des erreurs correspondent à l'équation 4; le modèle exprimé en taux de croissance et le modèle avec ajustement partiel correspondent aux équations 5 et 6 respectivement.

Tableau 6
Résultats de l'estimation de différents modèles dynamiques de demande de M2+
Période d'estimation : 1969T1-1989T3

	Modèles de correction des erreurs		Modèle exprimé en taux de croissance	Modèle avec ajustement partiel
α_0	-0,137	-0,603	-	-1,578
	(0,067)	(0,209)		(0,182)
α_m	0,331	0,245	0,628	-
	(0,113)	(0,121)	(0,095)	
α_{p0}	0,148	0,130	0,121	0,175
	(0,100)	(0,097)	(0,103)	(0,018)
α_{p1}	0,331	0,282	0,250	-
	(0,098)	(0,093)	(0,100)	
α_{y0}	0,171	0,164	0,159	0,309
	(0,056)	(0,056)	(0,059)	(0,033)
α_{y1}	0,143	0,150	0,081	-
	(0,063)	(0,063)	(0,062)	
α_{rd0}	-0,313	-0,228	-0,186	-0,526
	(0,123)	(0,127)	(0,127)	(0,099)
α_{rd1}	-0,350	-0,379	-0,456	-
	(0,153)	(0,147)	(0,120)	
α_{rd2}	0,293	0,256	0,022	-
	(0,130)	(0,124)	(0,127)	
τ_c	-0,103	-0,092	-0,082	-0,124
		(0,015)	(0,015)	(0,012)
δ	0,083	0,099	-	0,175
	(0,038)	(0,032)		(0,018)
Estimation de l'élasticité-revenu à long terme (τ_y) et tendance linéaire (τ_t)				
τ_y	1,156	1,512	0,645	1,770
τ_t	0,00384	-	0,00335	-
$\bar{R}^2$	0,785	0,804	0,756	0,722
ETR (%)	0,515	0,471	0,515	0,535
DW	1,98	1,92	2,27	1,55

Considérons tout d'abord l'incidence qu'exerce sur le niveau de M2 une hausse permanente de 1 % du niveau des prix. Le Tableau 7 présente les résultats de cette simulation, effectuée sur chacune des quatre spécifications de M2 illustrées au Tableau 5. Comme la contrainte d'homogénéité des prix à long terme est imposée dans toutes les spécifications, l'incidence indiquée sur le niveau de M2 représente également la proportion de l'ajustement total qui est achevée. Cette proportion est à peu près la même dans le modèle de correction des erreurs avec tendance et dans le modèle spécifié en taux de croissance, soit 70 % à la fin du deuxième trimestre et 90 % à la fin du troisième. Ce résultat est en conformité avec la dynamique implicite des équations mensuelles mesurées en taux de croissance et dotées d'une structure polynomiale de retards, lesquelles sont analysées dans la section 2. Par ailleurs, si l'on estime le modèle de correction des erreurs sans la tendance linéaire, il en résulte un ajustement moins rapide : moins de 70 % de l'ajustement total est réalisé au bout de trois trimestres. Au surplus, l'emploi d'une spécification dynamique simple avec ajustement partiel génère une réaction dynamique encore plus lente : à la fin du troisième trimestre, moins de la moitié de l'ajustement est achevée.

Considérons maintenant la réaction dynamique de chacun des quatre modèles à une variation permanente de 1 % du revenu réel. Le Tableau 7 présente également les résultats de cette simulation. La réaction de M2 que supposent les deux modèles de correction des erreurs et le modèle spécifié en taux de croissance est très semblable dans les quelques trimestres qui suivent la variation du revenu : le coefficient mesurant cette réaction se situe dans une fourchette allant de 0,170 à 0,185 pour le premier trimestre et de 0,309 à 0,317 pour le second. Cependant, ces modèles génèrent des élasticités-revenu à long terme très différentes, partant des vitesses d'ajustement implicites également très différentes. Ainsi, le modèle spécifié en taux de croissance affiche la plus faible élasticité, soit 0,417, et la vitesse d'ajustement

la plus rapide : plus de 90 % de l'ajustement se fait dans le troisième trimestre. Le modèle de correction des erreurs avec tendance suit avec une élasticité-revenu à long terme de 0,752 et une vitesse d'ajustement d'un peu moins de 60 % du total au cours du troisième trimestre. Lorsqu'on exclut la tendance du modèle de correction des erreurs, on aboutit à une élasticité-revenu à long terme beaucoup plus élevée, soit 1,302, et à un ajustement encore plus lent.

Les simulations des variations de prix décrites au Tableau 7 indiquent que l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire n'est pas suffisante pour générer de plus grandes vitesses d'ajustement. De fait, le modèle de correction des erreurs avec tendance suppose une réaction plus rapide de M2 à des variations de prix que ne le fait le modèle spécifié en taux de croissance. Par conséquent, nous ne pouvons invoquer à l'appui d'une préférence pour les spécifications de M2 en taux de croissance un ajustement implicite plus plausible. L'introduction d'une tendance linéaire dans le modèle (ou encore d'un terme de dérive si le modèle est spécifié en taux de croissance) influe grandement sur les vitesses d'ajustement ainsi que sur les élasticités à long terme (en particulier par rapport au revenu réel). L'inclusion d'une tendance linéaire dans la fonction de demande de M2 à long terme (comme l'indique l'analyse de cointégration) accroît considérablement les vitesses d'ajustement dans le modèle de correction des erreurs. Il ressort de tout ceci qu'il est essentiel de parvenir à une meilleure spécification de la demande de monnaie à long terme pour mieux comprendre la dynamique propre à cette dernière.

Tableau 7
Simulations de différents modèles dynamiques de demande de M2

Incidence sur le niveau de M2 d'une augmentation permanente de 1 % du niveau des prix

Trimestre	Modèles de correction des erreurs		Modèle exprimé en taux de croissance	Modèle avec ajustement partiel
	avec tendance	sans tendance		
1	0,221	0,129	0,215	0,172
2	0,729	0,520	0,722	0,314
3	0,944	0,687	0,900	0,432
4	1,024	0,768	0,964	0,530
5	1,046	0,815	0,986	0,611
6	1,045	0,847	0,994	0,677
7	1,036	0,871	0,996	0,733
8	1,027	0,891	0,998	0,779
∞	1,000	1,000	1,000	1,000

Incidence sur le niveau de M2 d'une augmentation permanente de 1 % du niveau du revenu réel

Trimestre	Modèles de correction des erreurs		Modèle exprimé en taux de croissance	Modèle avec ajustement partiel
	avec tendance	sans tendance		
1	0,170	0,174	0,185	0,261
2	0,309	0,317	0,335	0,477
3	0,434	0,455	0,388	0,656
4	0,531	0,578	0,407	0,804
5	0,603	0,684	0,413	0,926
6	0,653	0,775	0,416	1,028
7	0,687	0,854	0,417	1,112
8	0,710	0,921	0,417	1,182
∞	0,752	1,302	0,417	1,516

Variation du revenu réel - Part de l'ajustement total accomplie

Trimestre	Modèles de correction des erreurs		Modèle exprimé en taux de croissance	Modèle avec ajustement partiel
	avec tendance	sans tendance		
1	0,226	0,133	0,443	0,172
2	0,411	0,243	0,803	0,314
3	0,577	0,350	0,931	0,432
4	0,707	0,444	0,975	0,530
5	0,802	0,525	0,991	0,611
6	0,868	0,595	0,997	0,678
7	0,914	0,655	0,998	0,733
8	0,944	0,707	0,999	0,779

Il importe de souligner que le concept général de vitesse d'ajustement mérite d'être clarifié. D'après les simulations présentées au Tableau 7, les modèles de correction des erreurs supposent un ajustement beaucoup plus rapide aux variations des prix qu'à celles du revenu. Par conséquent, le paramètre δ ne parvient pas à caractériser de façon satisfaisante l'ajustement dynamique à l'oeuvre dans ce type de modèles. Cela devient encore plus clair si l'on compare la dynamique du modèle de correction des erreurs avec tendance et celle du modèle avec ajustement partiel. Ces deux modèles génèrent des estimations de δ voisines de 0,17, mais affichent des vitesses d'ajustement très différentes aux variations des prix et du revenu.

On doit aussi se demander si un ajustement rapide aux variations du revenu est préférable du point de vue théorique, étant donné la grande incertitude qui entoure la relation existant entre les structures de retards estimées pour la variable de revenu et les délais d'ajustement que l'on croit liés au comportement individuel. Il y a notamment tout lieu de s'interroger au sujet de la relation existant entre les variations du revenu et les réactions qu'elles provoquent chez les agrégats monétaires au sens large étudiés dans la présente étude. Si le revenu sert d'approximation du revenu permanent ou d'une autre mesure quelconque de la richesse, il n'est pas évident que l'on doive, sur des bases théoriques, avoir une forte préférence pour les modèles dont les délais d'ajustement au revenu sont les plus courts. Ce qu'il faut faire, c'est pousser plus loin l'analyse pour explorer, dans un premier temps, les liens qui existent entre le revenu et le revenu permanent (ou la richesse), puis pour étudier les conséquences qu'entraîne l'utilisation de la mesure du revenu permanent (ou de la richesse) ainsi déduite dans la fonction de demande de monnaie. Une analyse de cette nature constituerait un fondement plus solide au choix d'un modèle.

4. La demande de composantes de M2

4.1 Introduction

Si nous voulons que les modèles décrits aux sections 2 et 3 formalisent correctement la demande globale de monnaie au Canada, la constitution des agrégats doit obéir à certaines règles. Il existe deux façons courantes de décomposer les agrégats monétaires : selon le type de dépôt (comme, par exemple, dans le cas des études de la demande de monnaie qui s'appuient sur des indices de Divisia) et selon le type de propriétaire. Dans la présente section, nous employons la deuxième façon et nous tentons de déterminer si une analyse de l'agrégat M2 décomposé en ses trois éléments, en l'occurrence la monnaie hors banques, les dépôts des particuliers et les dépôts autres que ceux des particuliers, permet de mieux comprendre certaines des questions abordées dans les deux sections précédentes relativement à la demande de monnaie au sens large. Comme il ne nous est pas possible de subdiviser ainsi la composante que l'on ajoute à M2 pour obtenir M2+, nous centrerons notre analyse sur M2.

D'entrée de jeu, nous adoptons la spécification théorique de portée générale que nous avons employée dans les deux sections précédentes, à savoir que la demande à long terme de chacune des composantes de M2 est fonction des variables d'échelle, de prix et de taux d'intérêt. Nous essayons d'établir si les réactions des composantes de M2 aux variations de ces variables diffèrent beaucoup l'une de l'autre et, le cas échéant, dans quelle mesure les modifications des parts respectives de ces composantes peuvent expliquer les mouvements de M2 au cours de la période d'estimation.

En outre, nous cherchons à déterminer si certaines des variables économiques - comme, par exemple, la richesse, les variables d'approximation du coût de l'intermédiation financière et le ratio Bénéfice/Cours, celui-ci étant une mesure liée au taux de rendement des actions ou pouvant saisir l'effet de richesse des variations du cours des actions - peuvent rendre compte

de façon plausible de la baisse de la demande des agrégats au sens large survenue durant la période 1982-1984 et décrite dans les sections précédentes. Nous voulons savoir si la baisse ne concerne qu'une des composantes de M2 ou si elle touche les trois.

Nous faisons appel à plusieurs méthodes pour formaliser le processus d'ajustement et évaluer la robustesse des relations examinées. Tout d'abord, nous modélisons la dynamique à l'aide d'un modèle autorégressif à retards échelonnés à une seule équation (selon une approche analogue à celle qui est employée à la section 3 dans le cas du modèle de correction des erreurs), de préférence à une spécification comportant une structure polynomiale de retards, du type utilisé à la section 2.

Nous faisons l'hypothèse qu'il existe une relation de cointégration entre les variables et mettons à contribution la théorie de la distribution asymptotiquement normale pour tirer des inférences au sujet des estimations obtenues par la régression des équations à retards échelonnés spécifiées en niveau, suivant en cela l'approche classique traditionnelle en matière d'estimation. Comme on l'a vu à la section précédente, pour que les estimations des paramètres de la demande de monnaie à long terme soient cohérentes et que les inférences au sujet de la valeur véritable de ces paramètres soient valables, elles doivent s'appuyer sur des hypothèses solides concernant les propriétés des variables de régression et du terme d'erreur. Nous soumettons ensuite l'hypothèse de cointégration à un test formel et tentons de déterminer, tout comme dans la section précédente, s'il est possible de découvrir dans les données une relation de cointégration entre les grandes variables de l'équation, telles que la monnaie, les prix, le revenu et les taux d'intérêt, ou entre celles-ci et d'autres variables (comme le ratio Bénéfice/Cours, le coût de l'intermédiation financière, etc.). Nous examinons également les estimations de la demande de monnaie qui sont dérivées de régressions dynamiques effectuées sous forme de différences premières et

pour lesquelles, à défaut de relation de cointégration, il est probable que soient réunies les conditions de convergence des estimations et d'exactitude des inférences statistiques. Compte tenu de la faible puissance des tests de cointégration, nous désirons évaluer si la robustesse des estimations de la demande des composantes de M2 à long terme varie selon la méthode d'estimation (modèles de correction des erreurs exprimés en niveaux, régressions statiques de cointégration et équations dynamiques spécifiées en différences premières).

La version initiale de chacune des équations comporte les variables suivantes : le produit intérieur brut en termes réels (PIB), qui est la variable d'échelle; l'indice de prix implicite du PIB (PGDP), qui tient lieu de variable de prix; et le taux du papier commercial à 90 jours (R90), qui est la variable de taux d'intérêt. D'autres mesures des variables d'échelle, de prix et de taux d'intérêt sont aussi mises à l'essai, puis conservées si elles améliorent de façon significative les résultats des estimations et les propriétés de la simulation. En outre, les variables propres à l'équation estimée sont testées à leur tour. Toutes les estimations sont effectuées avec des données trimestrielles.

Enfin, nous examinons si les prévisions obtenues de la manière décrite à la section 2 relativement à l'agrégat M2 se comparent à celles que permet d'établir le modèle détaillé mis au point ci-dessous.

Pour chacune des composantes du modèle, nous prenons comme point de départ une équation log-linéaire générale à retards échelonnés, qui, en plus des variables de prix, d'échelle et de taux d'intérêt, comprend une constante et une tendance linéaire. L'ordre de l'équation est établi sur la base du critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike (EPF)[42]. Les critères utilisés pour supprimer les variables de régression non significatives de

---

[42] Nous aurions pu employer d'autres critères, mais celui-là nous semble adéquat, étant donné que, dans des périodes d'observation finies, le critère d'information bayésien de Schwarz tend à sous-estimer le modèle, et le $\bar{R}^2$ à le surestimer. Toutefois, le critère d'information d'Akaike donne des résultats semblables à celui de l'EPF.

l'équation de base et obtenir une spécification plus parcimonieuse de celle-ci sont la statistique de Student et l'écart-type de la régression (ETR). Si l'on ajoute de nouvelles variables à une équation, on recommence le processus de spécification en sélectionnant la longueur optimale des retards à appliquer[43]. Afin de déterminer la nature du changement décelé durant la période 1982-1984 dans les équations globales de fréquence mensuelle et de vérifier la stabilité des équations de demande sur l'ensemble de la période d'estimation, nous employons des tests de Chow récursifs, tests qui permettent de repérer les ruptures structurelles qui ont pu se produire au cours de cette période. Pour terminer, nous examinons les équations sélectionnées sous le rapport des propriétés dynamiques *ex post* qu'elles affichent en simulation. Cet examen des propriétés de la simulation tire à conséquence pour l'évaluation de la performance des équations choisies, étant donné la probabilité d'un biais du test préliminaire, la possible endogénéité de certaines des variables de régression et la non-stationnarité de la plupart d'entre elles (démontrée dans la section précédente).

Avant de présenter nos résultats, mentionnons deux facteurs qui distinguent l'approche de cette section et celle de la section 3. Premièrement, dans la présente section, la période sur laquelle sont estimées les équations formalisant les dépôts des particuliers et les dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2 est plus courte : la période d'estimation débute en 1975 plutôt qu'en 1969, comme c'est le cas dans la section 3, car les données sur ces deux types de dépôts ne sont disponibles séparément qu'à partir de 1974; elle se termine en 1987 plutôt qu'en 1989, afin que nous puissions employer quelques observations postérieures à la période d'estimation pour évaluer le modèle et le comparer à des équations globales de demande de M2 analogues à celles de la section 2. Deuxièmement,

---

[43] Signalons que cette méthode de sélection d'un modèle diffère un peu de celle de la section 3.

comme l'un des objectifs de cette section est de pousser plus loin l'analyse des déterminants de la demande de monnaie et d'envisager diverses causes possibles de la baisse qu'a enregistrée l'agrégat M2 au cours de la période 1982-1984, un plus large éventail de variables explicatives y sont étudiées. Il s'agit, entre autres, de la richesse, de la marge bénéficiaire liée à l'intermédiation financière et du ratio Bénéfice/Cours.

4.2 Examen des données relatives aux composantes de M2

Nous tenons à proposer tout d'abord quelques statistiques descriptives. Il convient de mentionner que les agrégats monétaires habituels sont mesurés en termes nets, c'est-à-dire après déduction des effets du secteur privé en cours de compensation. Cependant, comme les données disponibles ne nous permettent pas d'établir si ces effets touchent les dépôts des particuliers ou les dépôts autres que ceux des particuliers, les mesures de M2 et de ces deux types de dépôts utilisées ici figurent en termes bruts.

La Figure 15, qui présente le niveau de chaque composante de M2 et celui de l'agrégat lui-même par rapport au revenu nominal (produit intérieur brut), est utile pour illustrer les fluctuations qu'enregistrent les parts relatives des diverses composantes. La part de la monnaie hors banques comprise dans M2, part détenue à la fois par les ménages et les autres agents économiques[44], a diminué constamment, passant d'environ 12,5 % en 1968 à moins de 8,5 % en 1988. La part que constituent les dépôts autres que ceux des particuliers, dont la plus grande partie représente des encaisses de transaction[45], est passée de presque 22 % au début de 1974 à environ

---

[44] Nous ne disposons d'aucun renseignement sur la répartition entre ces deux catégories d'agents des encaisses sous forme de billets.

[45] Presque tous les dépôts autres que ceux des particuliers sont transférables par chèque, qu'ils soient tenus dans des comptes courants ou qu'ils revêtent la forme de dépôts à préavis transférables par chèque. L'épargne gardée sous forme d'encaisse, telle que les dépôts à terme autres que ceux des particuliers, est exclue de M2, mais non de M3.

12,5 % au milieu de 1982, puis est remontée à environ 17,5 % à la fin de 1988. Les dépôts des particuliers représentaient environ les deux tiers de M2 au début de 1974; après avoir culminé à plus de 79 % en 1982, la part de ces dépôts est revenue à 74 % à la fin de 1987. Contrairement aux dépôts du second type, une grande partie des dépôts des particuliers consiste en encaisses détenues à des fins d'épargne, dont les dépôts d'épargne non transférables par chèque et les dépôts à terme constituent une forte proportion.

Le Tableau 8 présente les taux de croissance trimestriels moyens de l'agrégat M2 pris dans son ensemble et de chacune de ses composantes, de même que les écarts-types correspondants (pour la période 1974-1988). Les dépôts des particuliers, dont la croissance moyenne a été de plus de 12 % par année (en taux annuels composés), constituent la composante dont la croissance est la plus rapide. Dépassant à peine 8,5 % par année, la croissance de la monnaie hors banques est la plus lente, mais cette composante est aussi celle dont la croissance a été la plus stable au cours de la période d'estimation. En effet, les écarts-types de la croissance des dépôts des particuliers et des dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2 sont respectivement deux et quatre fois plus élevés que l'écart-type de la croissance de la monnaie hors banques[46].

Les tendances différentes affichées par les taux de croissance des composantes ressortent clairement à l'examen des Figures 16, 17, 18 et 19, qui illustrent les taux de croissance trimestriels de l'agrégat M2 et de ses composantes. Toute analyse économétrique des composantes de M2 doit tenter d'expliquer ces différences de comportement.

---

[46] Notons que la croissance de la monnaie hors banques est moins stable lorsque les données sont de fréquence mensuelle.

Figure 15
Ratio des composantes de M2 au PIB nominal

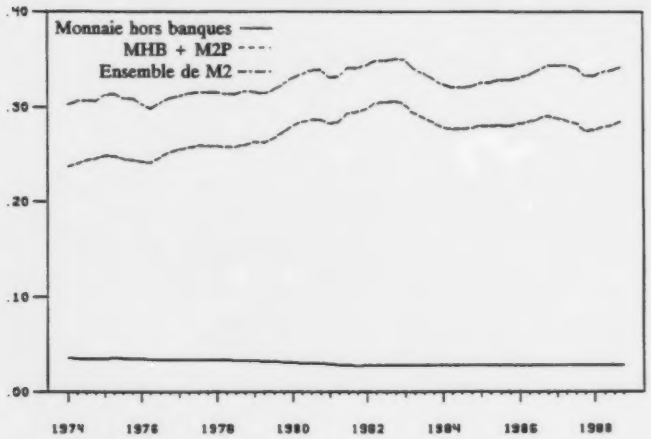


Figure 16
Monnaie hors banques - Taux de croissance trimestriel

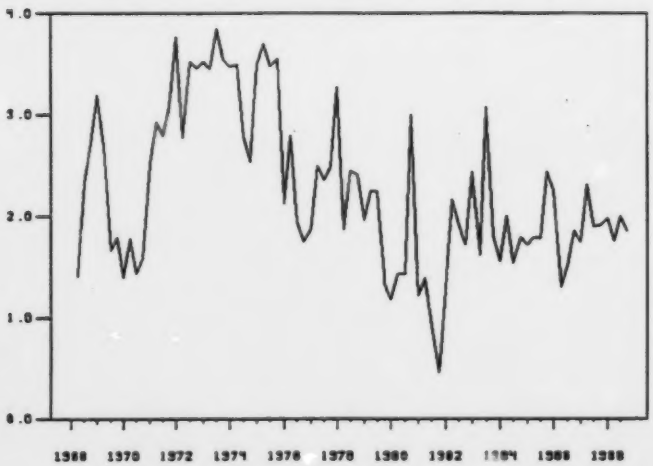


Figure 17
Dépôts des particuliers compris dans M2 - Taux de croissance trimestriel

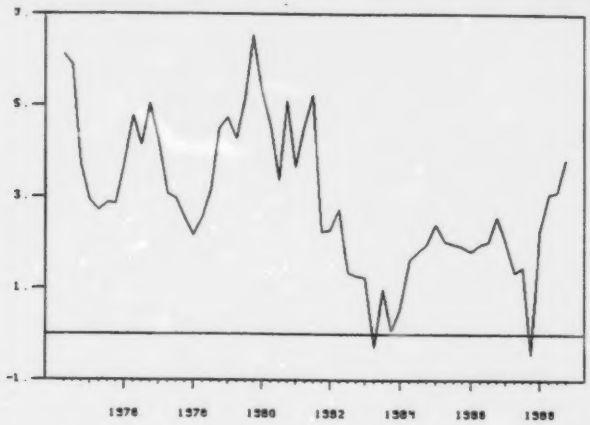


Figure 18
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2
Taux de croissance trimestriel

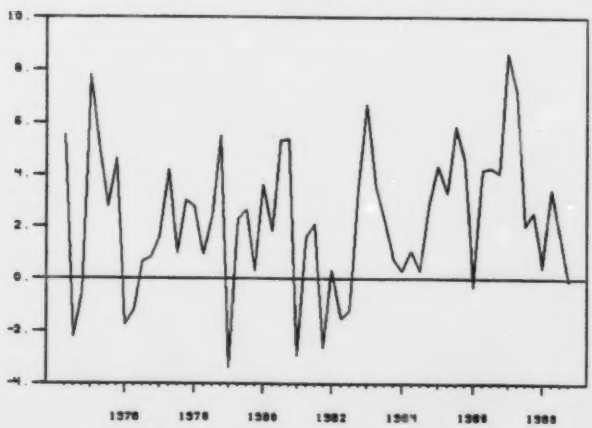


Figure 19
Ensemble de M2 - Taux de croissance trimestriel

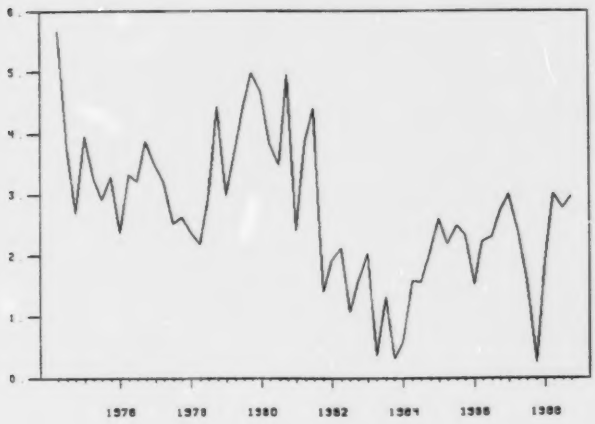


Tableau 8
Composantes de M2 - Statistiques descriptives
(1974T2-1988T4)

	Taux de croissance trimestriel	
	Moyenne	**Écart-type**
Ensemble de M2	2,7	1,2
Monnaie hors banques	2,1	0,7
Dépôts des particuliers compris dans M2	2,9	1,6
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2	2,3	2,7

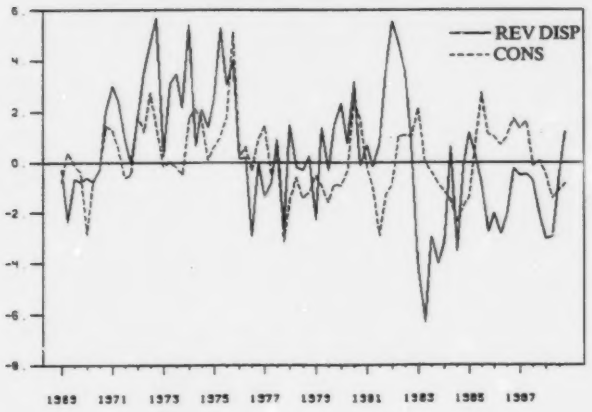
4.3 Équation relative à la monnaie hors banques

Sur la base du critère de l'erreur de prédiction finale, nous avons choisi, comme point de départ de l'équation formalisant la monnaie hors banques, un modèle à retards échelonnés du troisième ordre (comportant une constante et une tendance linéaire). Les équations sont estimées sous une forme log-linéaire pour la période allant du premier trimestre de 1969 au quatrième trimestre de 1987.

Dans les régressions initiales, les coefficients de la variable d'échelle, soit le PIB réel, ne sont pas significatifs et sont parfois même négatifs. Les dépenses de consommation réelles induisent elles aussi un effet négatif. Par contre, nous avons retenu le revenu disponible réel des particuliers, défini comme le revenu disponible nominal dégonflé au moyen de l'indice implicite des dépenses de consommation, car il donne des résultats plus conformes aux contraintes théoriques. La Figure 20 fait état des différences entre ces trois variables d'échelle au cours de la période d'estimation. Comme le revenu disponible a été retenu à titre de variable d'échelle, l'ancienne variable de prix, axée sur le PIB, a été remplacée par l'indice implicite des dépenses de consommation. Après avoir supprimé les variables dont les coefficients ne sont pas significatifs (y compris la tendance) et utilisé l'écart-type de la régression comme critère de sélection, on obtient l'équation C1 du Tableau 9. L'élasticité-prix à long terme est de 0,6, ce qui est bien inférieur à l'unité. Le revenu disponible réel a le signe positif attendu (ainsi qu'une élasticité à long terme de 1,2), et l'élasticité par rapport à R90 (le taux du papier commercial à 90 jours) est de -0,31.

Même si l'application d'un test de Chow récursif ne permet pas de déceler la moindre rupture au cours de la période 1982-1984, elle indique une certaine instabilité structurelle vers la fin des années 70, les valeurs du test de Fisher avoisinant 4 pour la période 1976-1980 (comparativement à une valeur

Figure 20
Revenu disponible et consommation (par rapport au PIB)
Taux de croissance trimestriels



critique à peine supérieure à 2). Lorsqu'on divise la période en deux, soit avant et après 1980, le coefficient des prix à long terme demeure différent de un dans chaque sous-période; c'est cependant dans la première que la contrainte d'égalité à un est le plus fortement rejetée.

Dans l'équation C1, la somme des coefficients des variables dépendantes retardées est approximativement égale à un. Nous estimons le vecteur de cointégration en effectuant une régression statique de l'équation C2 (qui n'impose pas l'homogénéité à long terme des prix) et de l'équation C3 (qui contraint l'élasticité-prix à long terme à être égale à un) selon les moindres carrés ordinaires. L'application de tests de Dickey-Fuller améliorés aux résidus de ces équations ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

Tableau 9
Équations de demande de monnaie

	C1	C2	C3	C4*
		Élasticités à long terme		
Prix	0,6	0,6	1,0[c]	1,0[c]
Revenu	1,2	1,2	0,5	0,7
R90	-0,3062	-0,0691	-0,0579	-0,2780
		Équation dynamique		
Constante	-0,4 (2,1)	-5,6 (10,7)	3,0 (8,0)	
m				
1	1,10 (19,9)			0,45 (4,9)
2				-0,46 (4,7)
3	-0,17 (3,3)			
Prix				
0	0,25 (3,6)	0,57 (23,1)	1,0[c]	0,33 (3,0)
2	-0,21 (3,1)			-0,23 (2,2)
Revenu				
0	0,09 (3,3)	1,2 (28,5)	0,51 (15,3)	0,07 (2,1)
R90				
0	-0,0080 (1,9)	-0,0691 (6,5)	-0,0579 (2,4)	
1	0,0140 (3,1)			-0,026 (5,9)
$\bar{R}^2$	0,999	0,998	0,988	0,651
ETE	0,00410	0,02457	0,05592	0,00463
DW	2,1	0,6	0,05	2,3

Statistique t entre parenthèses
* - équation sous forme de différences premières
c - contrainte

Nota : Les régressions portent sur la période 1969T1-1987T4. Les coefficients estimés de l'équation dynamique sont tirés de l'équation de régression suivante :
$A(L)m = \text{constante} + B(L)\text{prix} + C(L)\text{revenu} + D(L)R90$

où les opérateurs polynomiaux sont du troisième ordre et $A(0) = 1$. L'incidence à long terme (qui correspond à l'estimation du vecteur de cointégration, à la différence qu'il n'y a pas de constante) est donnée par :
$m = A(1)^{-1}\{\text{constante} + B(1)\text{prix} + C(1)\text{revenu} + D(1)R90\}$

Le fait de ne pas trouver de relation de cointégration n'est pas surprenant, étant donné la faible puissance du test. Néanmoins, comme il est possible que les termes d'erreur de C2 et de C3 soient non stationnaires, l'équation de monnaie hors banques a aussi été estimée sous forme de différences premières[47]. L'élasticité-prix à long terme ne s'est pas révélée significativement différente de un, ce pour quoi une telle contrainte est imposée dans l'équation C4. De plus, le terme constant, qui n'est pas significativement différent de zéro, a aussi été écarté. Les élasticités à long terme par rapport à la production et au taux d'intérêt sont respectivement de 0,7 et de -0,28. Le degré de persistance, mesuré par la somme des coefficients des variables dépendantes retardées, qui se manifeste dans cette régression a de quoi surprendre. L'équation en question passe le test de Chow récursif[48].

En résumé, les valeurs courantes et, en particulier, les valeurs passées du revenu disponible réel (à titre de variable d'échelle), de l'indice implicite des dépenses de consommation et de R90 rendent compte de façon adéquate de l'évolution de la monnaie hors banques. Tous les paramètres de corrélation ($\bar{R}^2$) des équations spécifiées en niveaux sont supérieurs à 0,999. Même lorsque les équations sont formalisées sous forme de différences premières, la monnaie hors banques montre un très haut degré de persistance, et sa croissance est relativement prévisible (le $\bar{R}^2$ est d'environ deux tiers dans les équations exprimées en taux de croissance). Bien que l'équation en niveaux présente certains signes d'instabilité (sauf durant la période de consolidation), l'équation exprimée sous forme de différences premières n'en

---

[47] La spécification en différences premières ne comporte pas de tendance.

[48] Cette équation spécifiée en différences premières a aussi été estimée à l'aide du PIB réel comme variable d'échelle afin de vérifier si l'emploi de données exprimées en différences premières améliore les résultats des estimations. Mais le coefficient du PIB réel s'est aussi révélé non significatif dans les régressions effectuées à partir d'équations exprimées sous forme de différences premières.

affiche aucun d'après le test de Chow. Cette dernière équation possède une autre caractéristique somme toute attrayante, puisque l'homogénéité des prix à long terme n'y est pas rejetée. Si ces équations doivent servir à des fins de simulation, il semble préférable d'imposer a priori la contrainte théorique d'élasticité-prix de long terme égale à un. C'est pourquoi nous avons décidé de formaliser la monnaie hors banques à l'aide de l'équation C4 dans le modèle définissant les composantes de M2.

4.4 Équation se rapportant aux dépôts des particuliers

Ce n'est que depuis 1974 qu'on dispose de données distinctes sur les dépôts des particuliers et les dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2. Par conséquent, toutes les régressions débutent au premier trimestre de 1975, compte tenu des retards intervenant dans les équations.

Nous fondant dans une large mesure sur des tentatives antérieures de modélisation des agrégats M2 et M2+[49], nous avons entrepris l'analyse des dépôts des particuliers en étudiant le rôle d'un certain nombre de variables, outre celui des variables d'échelle, de prix et de taux d'intérêt (R90). Des régressions initiales effectuées sur l'équation de dépôts des particuliers par rapport au PIB réel et à son indice implicite indiquent que ces mesures ont des élasticités plausibles (c.-à-d. positives). En plus du taux du papier commercial à 90 jours, nous avons inclus le taux des dépôts à terme de 90 jours dans les banques (B90) et le taux du même type de dépôts dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (F90). Nous avons aussi introduit l'encours des obligations d'épargne du Canada dégonflé à l'aide de l'indice de prix implicite du PIB (PGDP) et examiné le rôle joué par la richesse à titre de variable d'échelle additionnelle ou de variable de rechange. Plusieurs variables d'approximation du coût de l'intermédiation financière ont

[49] Voir McPhail et Caramazza (1990).

également été testées. Et enfin, nous avons étudié le comportement des dépôts des particuliers sur la période 1982-1984, notre intérêt pour celui-ci ayant été suscité par nos travaux antérieurs sur les agrégats M2 et M2+.

Selon le critère de l'erreur de prédiction finale, une équation log-linéaire du troisième ordre est un point de départ approprié pour notre analyse. Les résultats présentés dans la colonne P1 du Tableau 10 sont issus d'une régression des dépôts des particuliers par rapport aux grandeurs suivantes : le PIB réel (y), son indice implicite (p), R90, B90, OEC, une constante et une tendance linéaire. Lors de la première régression, le coefficient du terme de tendance ne s'est pas révélé significativement différent de zéro et il a été supprimé. Il en a été de même du coefficient de F90, le taux des dépôts dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire. Le taux propre, B90, a l'effet positif attendu, mais le coefficient de R90 est aussi positif, contrairement à nos postulats; les coefficients de B90 et de R90 impliquent à eux deux une élasticité-taux d'intérêt nette de 0,38. L'élasticité-prix à long terme est de 0,7, mais l'estimation du coefficient des prix dans cette équation est très imprécise. Quant aux obligations d'épargne du Canada, elles exercent une incidence négative au moment du choc, mais l'effet s'inverse par la suite et devient positif.

Afin de tenir compte des possibilités de substitution entre les dépôts des particuliers et les actions, nous avons introduit dans l'équation P2 le ratio Bénéfice/Cours (BC) basé sur les données de la Bourse de Toronto. L'introduction de cette variable induit une baisse importante de l'écart-type de l'équation. De plus, les variables R90 et F90 ont maintenant des incidences significatives et négatives. L'élasticité-taux d'intérêt nette à long terme enregistre une baisse considérable, passant à +0,10. Ce signe positif n'est pas surprenant puisqu'une hausse de B90 incite les ménages à accroître

Tableau 10
Équations relatives aux dépôts des particuliers compris dans M2

	P1	P2	P3	P4	P5*
			Élasticités à long terme		
Prix	0,7	1,2	1,5	1,0[c]	1,0[c]
Revenu	1,6	2,0	2,1	1,5	1,2
Taux d'intérêt nets	0,38	0,10	0,22	0,13	0,04
R90	0,21	-0,09		-0,11	-0,02
B90	0,17	0,34	0,22	0,47	0,23
F90		-0,15		-0,22	-0,16
Ratio B/C		-0,11	-0,16	-0,08	-0,07
OEC	0,11	-0,12	-0,05	-0,12	-0,09
Richesse			1,8		
ÉCART5				-0,09	
			Équation dynamique		
Constante	1,5 (4,1)	-5,1 (6,1)	-8,5 (9,3)	-2,0 (10,0)	0,00 (0,18)
Tendance ($\times 10^{-3}$)		-3,2 (3,4)	-10,5 (5,4)		
m					
1	0,85 (17,1)	0,37 (3,4)	0,23 (2,2)	0,70 (27,1)	0,55 (6,3)
2	0,23 (2,8)	0,45 (5,2)			
Prix					
0			0,48 (5,1)		
1	0,11 (1,4)	0,49 (6,3)		0,30 (11,0)	0,45 (5,3)
Revenu					
0		0,35 (4,4)	0,24 (3,2)		
2	0,23 (5,3)			0,28 (3,7)	0,41 (4,3)
3		0,44 (4,3)	0,42 (4,1)	0,17 (2,1)	0,21 (1,9)
R90					
0	0,031 (5,0)	-0,038 (2,2)		-0,034 (3,6)	-0,01 (0,7)
B90					
0		0,063 (3,8)	0,039 (7,5)	0,064 (5,9)	0,039 (2,2)
3	0,026 (5,1)	0,075 (3,2)	0,031 (6,5)	0,076 (4,0)	0,112 (3,8)

Voir les notes à la page suivante. (à suivre)

Tableau 10 (suite)

	P1	P2	P3	P4	P5*
			Équation dynamique		
F90					
0				-0,014 (1,8)	
1				0,024 (3,3)	
2				-0,076 (3,9)	
3			-0,061 (2,6)		-0,088 (3,0)
Ratio Bénéfice/Cours					
0		-0,031 (5,2)	-0,036 (5,7)	-0,025 (6,5)	-0,026 (2,9)
1		-0,011 (1,9)			-0,298 (3,3)
2					0,039 (4,2)
3			-0,016 (4,2)	-0,022 (2,50)	
OEC					
0	-0,073 (3,9)	-0,120 (9,6)	-0,081 (8,9)	-0,117 (12,5)	-0,102 (5,3)
1	0,044 (2,2)	0,070 (7,0)		0,082[c]	0,055 (3,1)
3	0,044 (3,5)		0,064 (4,4)		
Richesse					
0			0,56 (4,4)		
ÉCART5					
0				-0,027 (2,0)	
2					
3					
$\bar{R}^2$	0,999	0,999	0,999	0,999	0,908
ETE	0,00483	0,00315	0,00314	0,00311	0,00458
DW	2,0	2,5	2,5	2,3	2,6

* - équation sous forme de différences premières

c - contrainte

ÉCART5 - écart entre le taux des prêts hypothécaires à 5 ans et celui des dépôts à 5 ans dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire

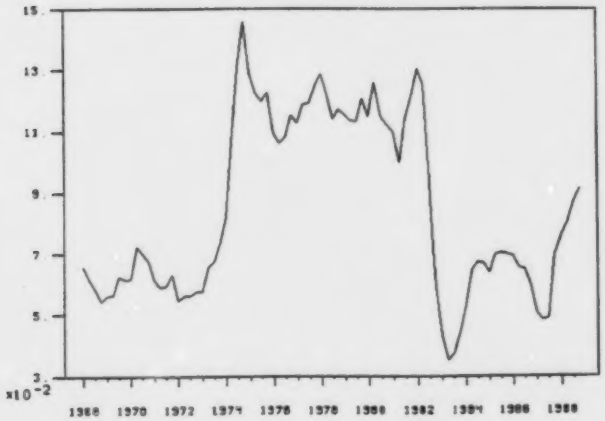
Nota : Les équations ont été estimées sur la période 1975T1-1987T4. Les coefficients estimés de l'équation dynamique sont tirés de l'équation de régression suivante : $A(L)m = G(L)X\beta$, où les opérateurs polynomiaux sont du troisième ordre, $A(0) = 1$ et X inclut les variables énumérées au Tableau. Les élasticités à long terme (qui correspondent à l'estimation du vecteur de cointégration) sont données par : $m = A(1)^{-1}G(1)X\beta$.

leurs dépôts aux dépens de la monnaie hors banques. L'élasticité-prix à long terme est de 1,2, différente de un au seuil de signification de 4,5 %. Quant à l'élasticité par rapport à la production, elle est égale à 2,0. L'encours des obligations d'épargne du Canada, pour sa part, exerce maintenant un effet à long terme négatif (-0,12) qui n'est pas très différent de l'effet instantané. La valeur élevée de la statistique de Durbin et Watson (DW) laisse supposer que l'autocorrélation peut faire problème dans cette équation.

Le comportement des dépôts des particuliers entre 1982 et 1984 a ensuite fait l'objet d'un examen approfondi, étant donné que l'équation globale de demande de M2 semble indiquer une diminution de la demande de monnaie durant cette période. Or, dans le cas de cette composante, il est difficile de trouver des signes d'une telle diminution au moyen de la méthode d'estimation employée dans la présente section (à savoir un test de Chow récursif). L'équation P2 ne montre aucun signe d'instabilité, puisqu'elle passe facilement un test de Chow récursif sur l'ensemble de la période d'estimation. Ce n'est toutefois pas le cas de l'équation P1 : les valeurs du test de Fisher augmentent jusqu'à 5 environ durant la période 1982-1984, ce qui révèle une rupture structurelle. Il semble que les fluctuations prononcées du ratio Bénéfice/Cours survenues en cette période (voir Figure 21) suffisent pour stabiliser l'équation relative aux dépôts des particuliers. Nous ne sommes pas en mesure de dire si cela traduit un rapport *de cause à effet* de la part de cette variable.

Ce comportement du ratio Bénéfice/Cours est assez étonnant. La baisse marquée du ratio en 1982-1983 contribue à une *hausse* considérable de la demande de monnaie, au contraire de la baisse que nous avons associée avec la période de consolidation. Cependant, l'élasticité-revenu est plus élevée dans la régression de l'équation formalisant les dépôts des particuliers où intervient le ratio Bénéfice/Cours que dans celle d'où il est exclu (2,0 dans

Figure 21
Ratio Bénéfice/Cours



l'équation P2, comparativement à 1,6 dans l'équation P1). Par conséquent, l'incidence estimée de la récession du début des années 80 sur la demande de M2 est plus forte lorsque le ratio Bénéfice/Cours fait partie de l'équation estimée.

Si une variable de richesse[50] est ajoutée à l'équation P2, son coefficient est positif, mais les coefficients de F90 et R90 cessent d'être significatifs ou d'avoir le signe attendu. L'équation ainsi obtenue est dénommée P3.

Nous avons aussi tenté de déterminer si l'introduction d'une variable d'approximation du coût de l'intermédiation financière (servant à saisir la propension des ménages à réduire et leurs avoirs et leurs engagements lorsque

---

50 Nous obtenons cette variable en additionnant le stock de capital, la base monétaire et l'encours des obligations émises par le gouvernement.

s'élargit l'écart entre les taux des uns et des autres) pouvait expliquer une variation quelconque des dépôts des particuliers. À cette fin, nous avons essayé deux mesures : le taux des prêts hypothécaires ordinaires à 5 ans (TH) et l'écart entre celui-ci et le taux des dépôts à terme de 5 ans dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (CPG5)[51]. Lorsque la richesse est introduite comme variable de régression, chacune de ces deux mesures tend à exercer un effet négatif à la marge. Et en l'absence de la richesse, le coefficient de la variable d'intermédiation financière se révèle souvent non significatif.

Les équations P2 et P3 renferment une tendance linéaire. Pour évaluer l'incidence d'une telle variable, nous l'omettons dans la régression subséquente (P4). Or, sans la tendance, l'élasticité-richesse est négative; en conséquence, la variable de richesse est écartée de la régression. Quant à F90, son coefficient s'est avéré significatif lors de l'estimation de P4. Des deux variables d'approximation du coût de l'intermédiation financière, l'écart entre TH et CPG5 produit les meilleurs résultats. L'élasticité-prix à long terme n'est pas significativement différente de un, d'où l'imposition de la contrainte d'homogénéité des prix à long terme. Nous avons imposé, faute de pouvoir la rejeter, une restriction (non linéaire) voulant que les obligations d'épargne du Canada exercent leur incidence une fois pour toutes.

Dans l'équation représentant les dépôts des particuliers, tout comme dans celle ayant trait à la monnaie hors banques, nous ignorons si le terme d'erreur est stationnaire (même après introduction d'une tendance déterministe). Nous abordons cet aspect en appliquant des tests de

---

51 Lorsque nous ajoutons cette variable à l'équation, le critère de l'erreur de prédiction finale nous amène à retenir une équation du quatrième ordre. Cependant, dans les équations spécifiées *en niveaux*, c'est un modèle du troisième ordre qui est estimé à cause de considérations relatives aux degrés de liberté (leur nombre est ici réduit à 11). Dans le cas des régressions en différences premières, on emploie un modèle du troisième ordre (cet ordre concerne la différence première de chacune des variables).

cointégration de Dickey-Fuller améliorés à des régressions statiques où entrent certaines des variables ayant servi aux régressions des équations P1, P2, P3 et P4. Cela ne nous apporte sans doute guère d'information sur le degré de signification des coefficients estimés par ces régressions statiques, mais il est tout de même intéressant de comparer les résultats de ces régressions avec ceux des spécifications dynamiques présentées auparavant :

- Dans les régressions de cointégration (CI), le coefficient de R90 tend à être affecté d'un signe négatif, par contraste avec les régressions à retards échelonnés (ARE), où il change parfois de signe. Le coefficient de B90 est positif dans trois des quatre régressions CI et dans toutes les régressions ARE. Enfin, le signe du coefficient de F90 n'est conforme aux attentes dans aucune des régressions CI.

- Les élasticités-production obtenues dans les régressions CI où n'intervient pas la richesse sont très voisines des estimations obtenues dans les régressions ARE. Cependant, lorsque la richesse est introduite dans les régressions CI, la valeur du coefficient du PIB réel diminue fortement.

- L'élasticité-richesse dans les régressions CI est analogue à celle qui est obtenue dans les régressions ARE.

- L'incidence du ratio Bénéfice/Cours est toujours négative, quelles que soient les variables introduites dans les régressions CI et ARE.

Les tests appliqués sur les résidus des régressions CI n'ont pu invalider l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Ce résultat est d'ailleurs moins surprenant que celui que l'on a obtenu pour les équations se rapportant à la monnaie hors banques, étant donné que les équations formalisant les dépôts des particuliers renferment un plus grand nombre de variables de régression, ce qui fait augmenter les valeurs critiques du test, et que la période d'estimation est plus courte.

Par conséquent, les équations relatives aux dépôts des particuliers ont aussi été estimées sous forme de différences premières avec une structure de

trois retards au maximum et une constante, mais sans tendance linéaire. Les résultats préliminaires indiquent que lorsqu'on introduit la variable de richesse, le PIB réel a une incidence à long terme *négative*; aussi avons-nous supprimé des équations la variable de richesse[52]. Quant aux deux variables d'intermédiation financière (le taux hypothécaire pris séparément et l'écart entre ce taux et CPG5), leurs coefficients n'ont pas été à la fois significatifs et affectés du signe attendu. L'incidence des prix à long terme n'était pas significativement différente de un, si bien que la contrainte d'homogénéité des prix à long terme a été imposée. Ces résultats sont ceux de l'estimation de l'équation P5, dans laquelle l'élasticité-revenu est de 1,2 et l'élasticité-taux d'intérêt nette est de nouveau positive. L'hypothèse (d'ailleurs analogue à celle examinée lorsque nous étudions l'équation globale de demande de M2) que l'incidence des obligations d'épargne du Canada au quatrième trimestre (période de vente) diffère de celle observée le reste de l'année ne recueille aucun appui statistique.

Le Tableau 10 présente les élasticités à long terme découlant des équations P1, P2, P3, P4 et P5. Bien que nous obtenions des estimations différentes pour certains de leurs paramètres, l'estimation de ces équations donne des résultats analogues à plusieurs égards.

Les équations spécifiées en niveaux et incorporant une tendance génèrent habituellement des élasticités-prix à long terme dont la valeur est considérablement et significativement supérieure à un. Cependant, lorsque la tendance est exclue de ces équations ou que leurs régressions sont exprimées en différences premières, l'élasticité-prix à long terme n'y est pas significativement différente de un. Quant aux élasticités-revenu à long terme, leurs estimations sont assez comparables (sauf lorsque la spécification comprend également la richesse). Le rôle que joue la variable de richesse est

---

[52] Nous avons également estimé des équations où intervenait la richesse et où le PIB réel était omis, mais les écarts-types obtenus ont été plus élevés.

moins clair : même si elle renforce le rôle du PIB réel dans certaines équations exprimées en niveaux, son introduction dans certaines spécifications préliminaires des équations exprimées en taux de croissance génère souvent une valeur négative pour l'élasticité à long terme par rapport au PIB réel[53].

B90 exerce un effet positif dans toutes les équations, mais, dans le cas de F90, on observe moins souvent l'effet négatif attendu. Quant à l'élasticité-taux d'intérêt nette, elle est toujours positive, quoique faible.

Bien qu'une approximation du coût de l'intermédiation financière semble exercer une influence dans certaines régressions, ce résultat n'est pas très robuste.

Le ratio Bénéfice/Cours a une incidence négative importante dans toutes les régressions avec retards échelonnés (incidence analogue à celle affichée dans les régressions de cointégration[54]). Les estimations de l'élasticité à long terme par rapport à l'encours des obligations d'épargne du Canada sont en général très comparables, bien que leurs dynamiques diffèrent considérablement lorsqu'il s'agit de déterminer si la réaction est immédiate, parfois renversée par la suite ou si elle s'accumule au fil du temps.

Nous avons procédé à une vérification supplémentaire de la stabilité des équations P4 et P5 durant la période de consolidation, en introduisant une variable muette pour représenter cette période (1982T3-1983T4) à titre de variable de régression. Les coefficients de cette variable se sont révélés non significatifs dans les deux équations. Enfin, nous avons aussi introduit dans ces équations des variables muettes représentant des grèves des postes, mais leurs coefficients n'ont pas été significatifs.

---

[53] Lorsque la variable de richesse est substituée au PIB réel, le pouvoir explicatif est inférieur à celui de la régression où intervient le PIB à l'exclusion de la richesse.

[54] La force de cette relation surprend quelque peu. Ainsi, éliminer le ratio Bénéfice/Cours de l'équation P5 fait augmenter l'écart-type de la régression de plus de 40 %. En outre, la vitesse d'ajustement est beaucoup plus faible dans l'équation où n'entre pas cette variable.

Les élasticités à long terme tirées des équations P4 et P5 sont assez comparables. Mais comme l'ajustement statistique de l'équation P4 est légèrement meilleur, c'est cette dernière qui est retenue pour la modélisation des composantes.

4.5 Équation relative aux dépôts autres que ceux des particuliers

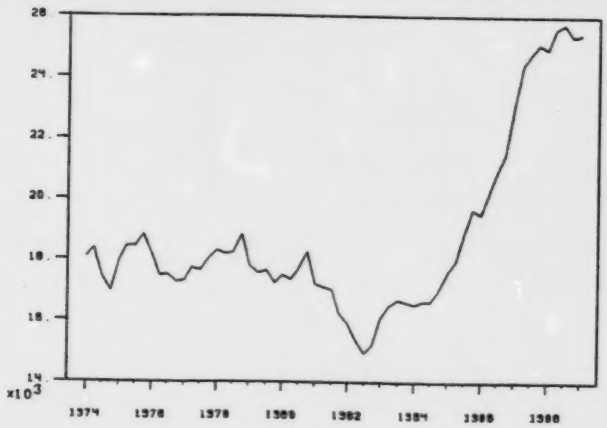
Un modèle log-linéaire d'ordre 2 (comme l'implique le critère de l'erreur de prédiction finale) a été estimé sur la période 1975T1-1987T4. La spécification de départ incluait R90, le PIB réel ainsi que son indice implicite. La tendance ne s'est pas révélée significativement différente de zéro, ni l'élasticité-prix à long terme, différente de un. Ces contraintes ont donc été imposées à l'équation N1 du Tableau 11. Celle-ci présente des élasticités à long terme élevées, soit 3,1 dans le cas de la production et -1,5 dans celui du taux d'intérêt. L'évolution des dépôts autres que ceux des particuliers, en termes réels, est illustrée à la Figure 22 : entre 1974 et le milieu de 1982, ces dépôts ont affiché une tendance à la baisse en dépit de l'augmentation considérable du revenu survenue au cours de la période. Cette évolution est compatible avec la forte hausse que la vitesse de circulation a enregistrée à la même époque et devrait se traduire par une faible élasticité-revenu. Cependant, entre 1982 et 1987, la multiplication des comptes à préavis rémunérés autres que ceux des particuliers a presque fait doubler le montant réel de la composante de M2 non détenue par des particuliers. L'augmentation beaucoup plus lente du revenu durant cette période explique les élasticités élevées de l'équation N1. Lorsque cette même équation est estimée sur la période 1975T1-1982T4, les élasticités obtenues sont très différentes. Dans la régression libre (équation N2), l'élasticité-prix à long terme diffère significativement de un, sa valeur étant de 0,6. Les élasticités sont de 0,7 par rapport à la production et de -0,12 par rapport au taux

Tableau 11
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2

	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8
				Élasticités à long terme				
Prix	1,0[c]	0,6	1,0[c]	1,0[c]	1,0[c]	1,0[c]	1,0[c]	1,0[c]
Production	3,1	0,7	1,6	1,3	1,5	1,3	0,7	0,7
Taux d'intérêt								
nets	-1,5	-0,1	-0,4	-0,2	-0,3	-0,2	-0,0	-0,1
R90	-1,5	-0,1	-0,4	-0,2	-1,4	-2,2	-0,0	0,1
TBASE					1,1	2,0		-0,1
ADT			-0,5	-0,5	-0,5	-0,7	-0,4	-0,4
				Équation dynamique				
Constante	-1,4	0,9	-0,7	-0,6	-0,6	-0,1	5,7	5,6
	(3,3)	(0,5)	(1,7)	(0,4)	(1,3)	(0,1)	(6,5)	(6,4)
m	0,95	0,42	0,83	0,58	0,83	0,88		
1	(19,1)	(2,8)	(13,5)	(4,9)	(13,7)	(19,6)		
p	1,10	1,91	1,58	1,78	1,48	1,00[c]	1,00[c]	1,00[c]
0	(2,9)	(3,3)	(4,1)	(3,3)	(3,8)			
2	-1,05	-1,55	-1,40	-1,36	-1,31	-0,88[c]		
	(3,0)	(3,0)	(4,1)	(2,6)	(3,7)			
y	0,17	0,38	0,28	0,54	0,26	0,16	0,72	0,72
0	(3,2)	(2,0)	(4,5)	(2,5)	(4,0)	(4,5)	(11,0)	(11,0)
R90	-0,123	-0,069	-0,109	-0,095	-0,24	-0,26	-0,047	0,06
0	(6,2)	(2,5)	(5,7)	(3,6)	(3,8)	(4,2)	(1,1)	(0,3)
2	0,043		0,039					
	(2,3)		(2,3)					
TBASE					0,18	0,25		-0,130
0					(2,4)	(3,4)		(0,6)
ADT			-0,094	-0,198	-0,088	-0,085	-0,449	-0,438
			(3,0)	(2,5)	(2,8)	(3,0)	(7,0)	(6,6)
$\bar{R}^2$	0,996	0,982	0,996	0,983	0,996	0,997	0,765	0,786
ETE	0,0199	0,0215	0,0184	0,0205	0,0183	0,0169	0,0765	0,0547
DW	1,9	1,4	2,1	2,1	2,1	2,2	0,18	0,23

Nota : Les équations ont été estimées sur la période 1975T1-1987T4, à l'exception des équations N2 et N4, qui l'ont été sur la période 1975T1-1982T4. Les coefficients estimés de l'équation dynamique sont tirés de l'équation de régression suivante : $A(L)m = G(L)X\beta$, où les opérateurs polynomiaux sont du deuxième ordre, $A(0) = 1$ et X inclut les variables énumérées au Tableau. L'incidence à long terme (qui correspond à l'estimation du vecteur de cointégration, à la différence qu'il n'y a pas de constante) est donnée par : $m = A(1)^{-1}G(1)X\beta$.

Figure 22
Dépôts autres que ceux des particuliers en termes réels compris dans M2



du papier commercial à 90 jours. Quant on fixe à un l'élasticité-prix à long terme, l'effet de la production devient tout juste négatif, mais n'est pas significatif.

Nous croyons que la faiblesse affichée avant 1983 par la croissance des dépôts autres que ceux des particuliers est imputable en grande partie aux effets des innovations financières. Depuis l'introduction, au milieu des années 70, des comptes de gestion des encaisses, les entreprises peuvent placer à un jour sur le marché monétaire les excédents de leurs encaisses, ce qui a donné lieu à une réduction des montants conservés dans les comptes courants non rémunérés. Ces dépôts à un jour entrent dans la catégorie des «autres dépôts à terme» (ADT), qui fait partie de M3, mais non de M2. Le début des années 80 a été marqué par une autre vague d'innovations financières liées aux pratiques de gestion des encaisses : les dépôts à préavis (compris dans M2) ont commencé à rapporter des intérêts, et de nouveaux

déplacements de fonds se sont produits au profit de la composante de M2 non détenue par des particuliers. S'il est vrai que ces innovations financières expliquent le faible taux de croissance de cette composante au cours des années 70 et la remontée subséquente de ce taux au début des années 80, alors une régression portant sur un agrégat comprenant cette composante et la catégorie des «autres dépôts à terme», lequel tient compte de tous les déplacements de fonds susmentionnés, afficherait sans doute une plus grande stabilité et une élasticité-revenu significativement différente de zéro pour cette période. Ce point de vue trouve un certain appui sur le plan empirique : en effet, une régression de ce type effectuée sur la période 1975-1982 génère une élasticité-revenu de 1,3. Sur l'ensemble de la période d'estimation, soit de 1975 à 1987, l'élasticité-revenu obtenue n'est que de 0,4, mais elle demeure tout de même significativement différente de zéro.

Comme les innovations financières dont il a été question constituent un progrès technique, il se peut que nous soyons incapables de saisir leurs effets par l'entremise du taux d'intérêt des dépôts à un jour. C'est pourquoi nous introduisons plutôt dans la régression de la composante de M2 non détenue par des particuliers le *niveau* des autres dépôts à terme (la catégorie au profit de laquelle se sont effectués les déplacements de fonds au cours des années 70[55]). Lorsque nous insérons dans la régression la variable ADT, représentant les «autres dépôts à terme» dégonflés au moyen de PGDP, l'élasticité-revenu diminue beaucoup[56]. Sur l'ensemble de la période

---

55 Ces fonds ont été réinvestis dans des dépôts à très court terme. Toutefois, on ne peut obtenir de données distinctes sur ces dépôts à partir de celles portant sur l'ensemble des dépôts à terme autres que ceux des particuliers.

56 En plus des déplacements de fonds, imputables aux innovations financières, entre cette composante de M2 et les autres dépôts à terme, il est possible qu'il se produise de tels déplacements consécutivement à des variations du taux de ces dépôts, même en l'absence d'innovations. Cependant, lorsque nous omettons la variable ADT, le taux des dépôts à 90 jours offert sur le marché monétaire (qui représente alors le taux des autres dépôts à terme) et R90 affichent une telle colinéarité qu'il est impossible de distinguer les incidences respectives de ces deux taux (leur coefficient de corrélation

1975-1987, l'équation N3 génère des élasticités à long terme de 1,6 pour la production, de -0,4 pour les taux d'intérêt et de -0,5 pour le stock des autres dépôts à terme (ce qui représente, aux niveaux de 1987, une baisse d'environ 0,60 $ des dépôts autres que ceux des particuliers pour chaque hausse de 1 $ d'ADT). L'élasticité-prix à long terme est fixée à un, contrainte que les données ne rejettent pas.

Une régression effectuée sur une période plus courte allant de 1975 à 1982 (équation N4) génère une élasticité-revenu de taille analogue et des élasticités à long terme de 1,3 pour la production, de -0,23 pour R90 et de -0,5 pour ADT[57].

Le taux d'intérêt que rapportent les comptes courants rémunérés et les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers est souvent lié au taux de base des prêts aux entreprises. Aussi est-il possible que ce taux de base renseigne sur les fluctuations du taux propre de la composante de M2 non détenue par des particuliers en l'absence de toute mesure de celui-ci. De fait, l'insertion du taux de base dans l'équation relative à cette composante (équation N5) a une incidence positive sur cette variable. L'élasticité-revenu à long terme est de 1,5. L'élasticité à long terme est de -1,4 par rapport à R90 et de 1,1 par rapport à TBASE, d'où une élasticité nette de -0,3 par rapport aux taux d'intérêt. L'élasticité à long terme est de -0,5 par rapport à ADT. L'équation N5 satisfait à un test de Chow récursif appliqué à l'ensemble de la période d'estimation.

---

est de 0,97 pour la période 1974-1987). En outre, nous avons retenu R90 comme variable de taux d'intérêt, car ce taux renfermait plus d'information que les taux correspondants du marché monétaire. Nous avons également mis à l'essai un taux à plus long terme, à savoir le taux dont sont assorties les obligations provinciales, mais son coefficient s'est avéré non significativement différent de zéro ou encore significativement supérieur à zéro.

57 Nous obtenons des résultats semblables lorsque nous employons à titre de variables de régression les valeurs retardées d'ADT plutôt que ses valeurs courantes.

Des variables muettes représentant les grèves des postes survenues au 4e trimestre de 1975 et de 1978 ont été ajoutées à l'équation N5, et leurs coefficients se sont révélés significatifs à la marge; par contre, les valeurs estimées des élasticités à long terme sont restées sensiblement les mêmes, ce qui nous a amenés à exclure ces variables de l'équation[58].

Bien qu'il soit difficile de justifier, d'un point de vue théorique, que la composante de M2 non détenue par des particuliers ne s'ajuste que graduellement à des variations d'ADT, l'administration d'un test du rapport des vraisemblances conduit au rejet catégorique de la contrainte non linéaire voulant que l'ajustement soit immédiat et définitif. Les résultats empiriques s'accordent donc avec l'hypothèse qu'une hausse d'ADT s'accompagne initialement d'une diminution d'avoirs n'entrant pas dans cette composante de M2, le niveau de ceux-ci se redressant en partie par la suite grâce à des ponctions faites sur cette dernière. L'équation N5 indique qu'une hausse de 1 $ des autres dépôts à terme s'accompagnait en 1988 d'une baisse de 0,58 $ des dépôts autres que ceux des particuliers.

Nous avons également testé l'hypothèse que l'ajustement des prix soit instantané plutôt qu'échelonné, comme dans toutes les équations présentées ci-dessus. Cette hypothèse a été rejetée, ce qui n'est guère surprenant étant donné la forte surréaction du stock de monnaie aux variations des prix.

Cette surréaction semble toutefois propre à la mesure employée ci-dessus pour la série des prix, soit l'indice implicite du PIB. Si nous remplaçons les mesures de la production et des prix fondées sur le PIB par

---

[58] Toutefois, les équations dotées de variables muettes représentant des grèves des postes n'ont pas réussi le test de Chow, ce qui laisse croire à l'existence d'une rupture vers la fin de 1981 ou le début de 1982. Cela est sans doute attribuable à l'augmentation de la puissance du test qui découle de la réduction de la variance des résidus, elle-même due au fait que nous employons des variables muettes pour expliquer les résidus des trimestres où ont eu lieu des grèves.

le produit industriel privé brut (PPB)[59], le profil d'ajustement est très différent, et l'hypothèse d'ajustement instantané n'est plus rejetée. Nous retenons cette hypothèse dans l'équation N6, dont la régression produit une élasticité-revenu à long terme de 1,3 et une élasticité nette de -0,2 (à nouveau) par rapport aux taux d'intérêt. On obtient une élasticité à long terme de -0,7 par rapport à ADT, ce qui signifie qu'une hausse de 1 $ d'ADT, aux niveaux de 1988, pourrait s'accompagner d'une baisse de 0,75 $ de la composante de M2 non détenue par des particuliers.

Les équations N7 et N8 présentent les régressions de cointégration correspondant à N5 et à N6. L'application de tests de Dickey-Fuller améliorés aux résidus de N7 et de N8 ne permet pas de rejeter l'existence d'une racine unitaire. La valeur de l'élasticité-revenu que supposent les équations N7 et N8 est un peu inférieure à celle que l'on obtenait dans les équations précédentes. Dans N7, l'incidence des taux d'intérêt est comparable à celle que l'on observe dans les équations à retards échelonnés correspondantes. En revanche, les signes des coefficients des taux d'intérêt sont inversés dans l'équation N8.

L'estimation des équations N1 à N8 formulées sous forme de différences premières n'a pas donné de résultats très satisfaisants. L'élasticité-prix à long terme s'est en général avérée significativement différente de un, et l'élasticité-revenu, bien que positive (ses valeurs s'échelonnaient habituellement entre 0,4 et 0,5) n'était pas souvent significativement différente de zéro. Seule l'incidence des taux d'intérêt est demeurée systématiquement significative. Qui plus est, les régressions expliquaient moins de 30 % de la variation du taux de croissance trimestriel des dépôts autres que ceux des

---

[59] Le produit industriel privé brut (PPB) ne comprend pas les activités agricoles ni les entreprises non commerciales. Nous avons aussi testé la valeur d'une variable de ventes finales en tant que variable d'échelle, mais le PPB donnait de meilleurs résultats.

particuliers. Aussi avons-nous décidé d'employer une équation spécifiée en niveaux, l'équation N6, dans le modèle relatif aux composantes de M2.

4.6 Propriétés de simulation et de prévision et autres propriétés des équations retenues

Les équations retenues dans le modèle détaillé de M2 sont les suivantes : C4 (monnaie hors banques), P4 (dépôts des particuliers) et N6 (dépôts autres que ceux des particuliers). L'équation se rapportant à la monnaie hors banques est exprimée sous forme de différences premières; quant aux deux autres équations, elles sont spécifiées en niveaux.

Le Tableau 12 présente les élasticités à long terme des trois composantes de M2 par rapport au revenu et au taux d'intérêt ainsi que l'élasticité totale de l'agrégat M2 (on a employé la part que chaque composante représentait dans M2 en 1988[60]). Signalons que l'élasticité estimée de l'agrégat M2 variera dans le temps à mesure que se modifieront

Tableau 12
Elasticités à long terme

	Revenu	Taux d'intérêt
Monnaie hors banques	0,7	-0,27
Dépôts des particuliers compris dans M2	1,5	0,13
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2	1,3	-0,14
Ensemble de M2	1,4	0,05

[60] Ces parts étaient respectivement de 8,3 % pour la monnaie hors banques, de 74,7 % pour les dépôts des particuliers et de 17 % pour les dépôts autres que ceux des particuliers.

les parts respectives des trois composantes[61]. Les Figures allant de 23 à 28 illustrent la dynamique du modèle détaillé, dont toutes les variables explicatives ont été soumises à des chocs de l'ordre de 1 %. Les figures présentent l'incidence que ces chocs ont dans le temps sur l'agrégat M2 et chacune de ses composantes.

Chacune des équations a fait l'objet de simulations dynamiques et statiques. Les erreurs-types de ces simulations sont reproduites au Tableau 13.

Tableau 13
Erreurs-types

		Simulation statique (pourcentage)	Simulation dynamique (pourcentage)
Monnaie hors banques			
Taux de croissance	1969T1-1985T4	0,46	0,62
	1986T1-1989T1	0,26	0,31
Niveau	1969T1-1985T4	0,46	5,47
	1986T1-1989T1	0,26	1,41
Dépôts des particuliers compris dans M2			
Taux de croissance	1975T1-1985T4	0,27	0,31
	1986T1-1989T1	1,28	0,81
Niveau	1975T1-1985T4	0,27	0,32
	1986T1-1989T1	1,28	2,77
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2			
Taux de croissance	1975T1-1985T4	1,74	1,83
	1986T1-1989T1	1,73	1,70
Niveau	1975T1-1985T4	1,74	2,31
	1986T1-1989T4	1,73	3,19

[61] Cependant, les élasticités en question n'ont que très peu varié au cours de la période d'estimation.

Figure 23
Choc sur les prix

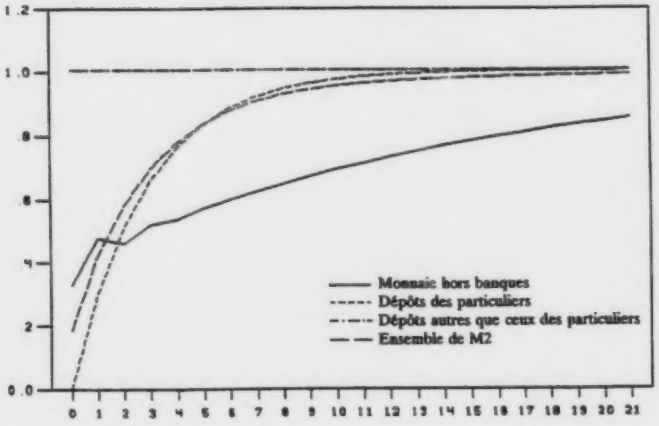


Figure 24
Choc sur la production

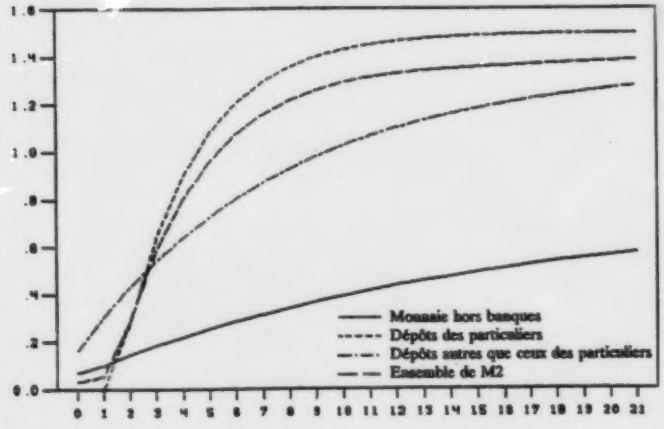


Figure 25
Choc sur les taux d'intérêt

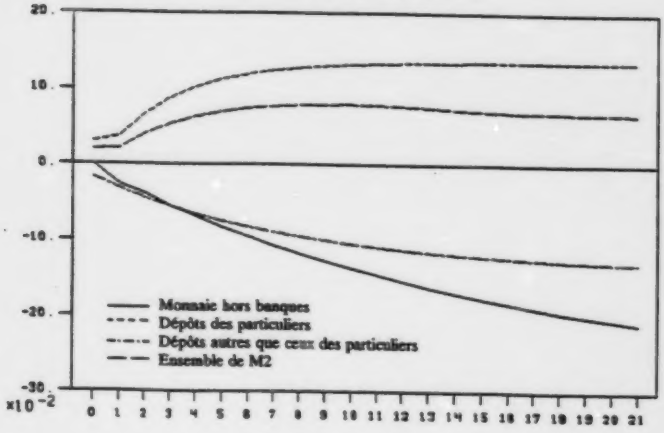


Figure 26
Choc sur le ratio Bénéfice/Cours

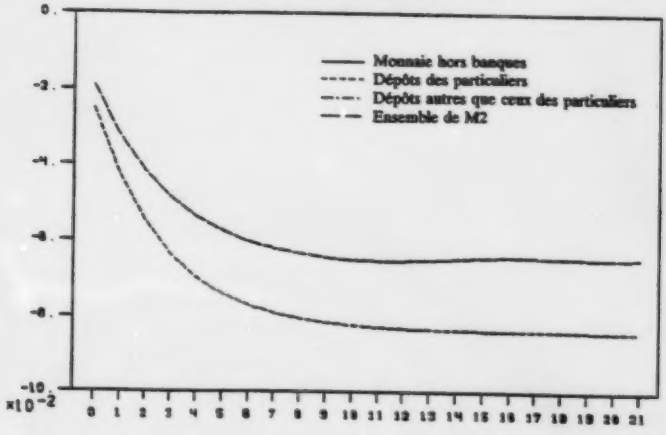


Figure 27
Choc sur OEC

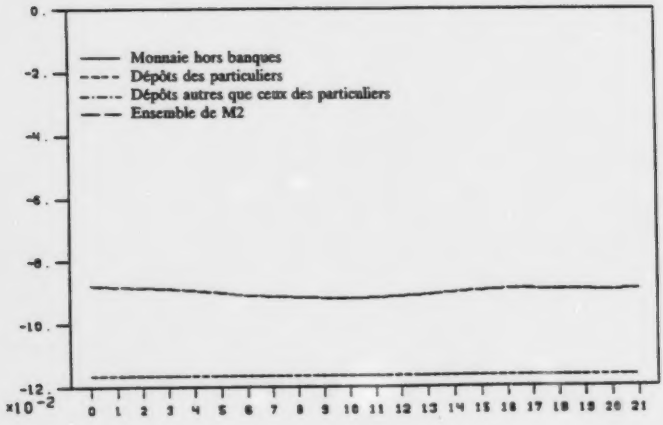
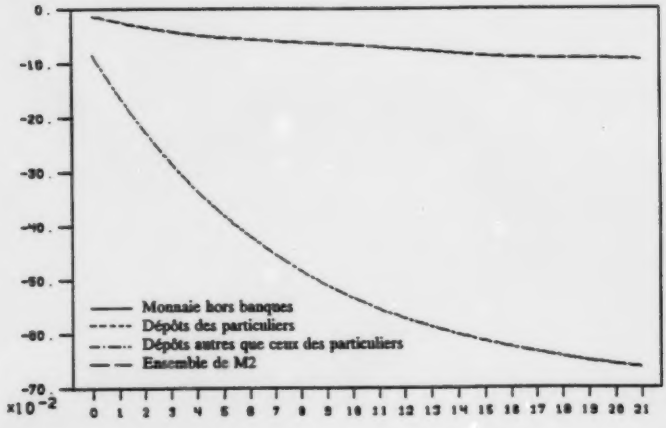


Figure 28
Choc sur ADT



Les Figures allant de 29 à 34 présentent les valeurs observées et les valeurs simulées (issues de simulations dynamiques) de chaque composante, en niveaux et en taux de croissance. L'équation relative à la monnaie hors banques se comporte bien. Lorsque le taux de croissance de la monnaie hors banques est la variable dépendante, l'erreur-type que nous obtenons pour la dernière partie de la période d'estimation ainsi que pour les années postérieures à la période d'estimation est en fait moins élevée que l'erreur-type calculée pour la période 1969T1-1985T4. La hausse appréciable de l'erreur-type exprimée en pourcentage était à prévoir dans le cas du *niveau* de la monnaie hors banques, puisque cette équation est spécifiée sous forme de différences premières. L'erreur-type de l'équation ayant trait aux dépôts des particuliers spécifiée en taux de croissance est assez faible en ce qui concerne la période 1975T1-1985T4, mais elle augmente considérablement pour la sous-période 1986T1-1989T1; par ailleurs, cette équation sous-estime systématiquement la croissance en 1988 (Figure 32). L'erreur-type (en pourcentage) de l'équation formalisant les dépôts autres que ceux des particuliers est beaucoup plus élevée que celle des deux autres équations, mais elle est à peu près la même dans la plus récente sous-période et la période 1975-1985. En revanche, cette équation surestime considérablement le niveau des dépôts autres que ceux des particuliers durant les années 1988 et 1989.

Nous avons ensuite comparé les propriétés que le modèle détaillé affiche en simulation avec celles d'une équation mensuelle globale de demande de M2, analogue à l'équation présentée dans la section 2. La variable dépendante de l'équation globale de demande de M2 est une mesure *nette* plutôt que *brute* de M2. Par conséquent, nous avons réestimé cette équation sur la période allant de janvier 1975 à décembre 1987 (soit la période d'estimation des équations détaillées) en retenant la mesure brute de M2 comme variable dépendante. Les valeurs simulées provenant des

équations mensuelles ont alors été ramenées à une fréquence trimestrielle. Une étude comparative des modèles agrégé et détaillé est présentée au Tableau 14 ci-dessous et aux Figures 35 et 36. La Figure 37 illustre les erreurs survenant dans la prévision, sur une période, du taux de croissance, tandis que la Figure 38 présente les erreurs résultant d'une simulation dynamique du niveau de M2. Le fait que l'équation globale de demande de M2 soit spécifiée en taux de croissance peut expliquer l'ampleur des erreurs que comporte la prévision du niveau.

Figure 29
Monnaie hors banques - Niveau

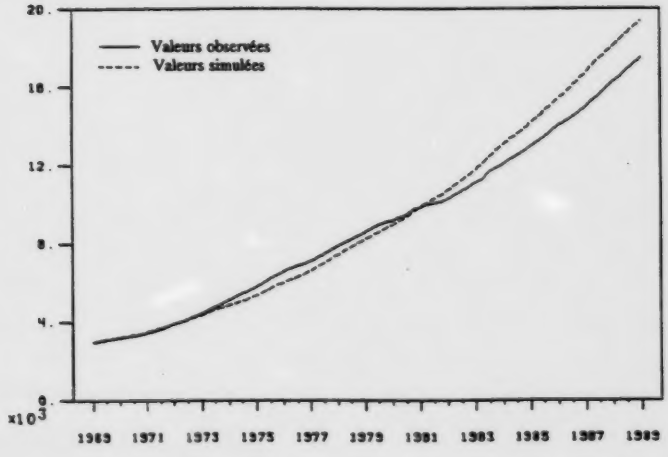


Figure 30
Monnaie hors banques - Taux de croissance trimestriel

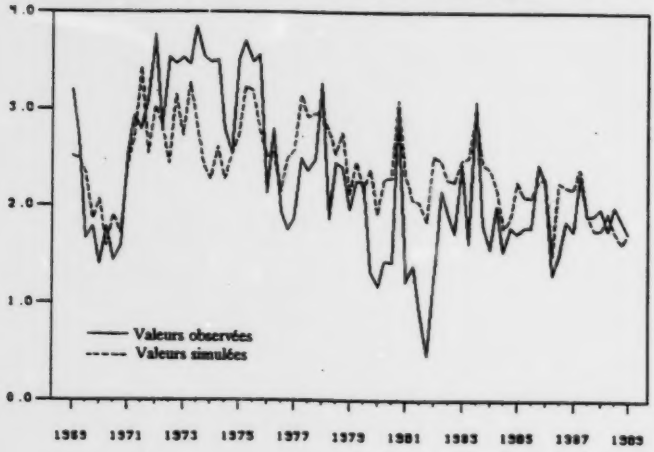


Figure 31
Dépôts des particuliers compris dans M2 - Niveau

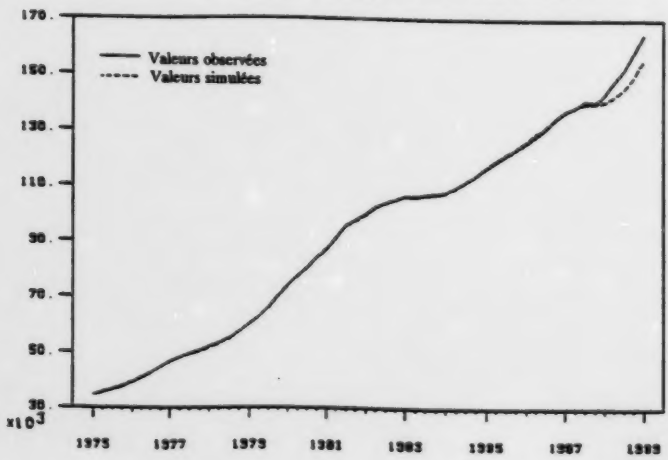


Figure 32
Dépôts des particuliers compris dans M2 - Taux de croissance trimestriel

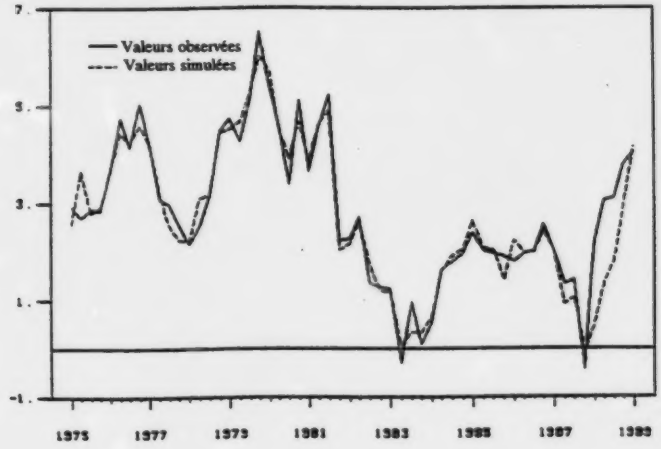


Figure 33
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2 - Niveau

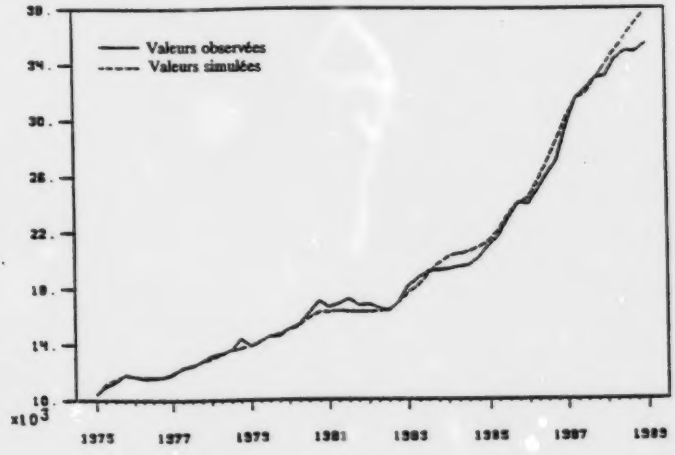


Figure 34
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2
Taux de croissance trimestriel

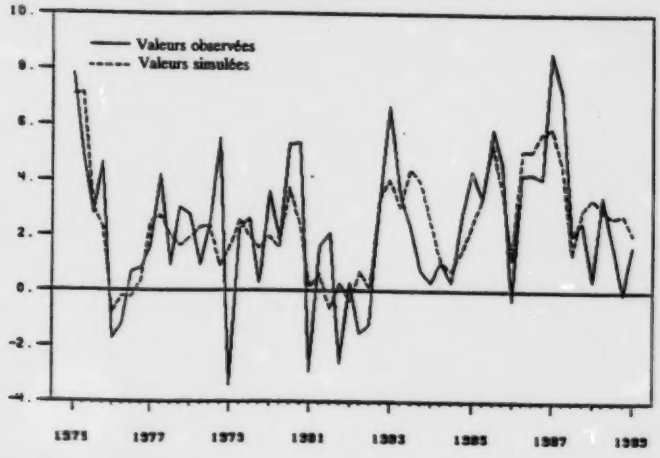


Tableau 14
Propriétés de simulation de l'équation globale de demande de M2 et du modèle détaillé

		Erreur-type (pourcentage)
Équation globale de demande de M2		
Simulation statique		
Taux de croissance	1975T1-1985T4	0,36
	1986T1-1989T1	0,30
Simulation dynamique		
Niveau	1975T1-1985T4	1,38
	1975T1-1989T1	1,44
Modèle détaillé		
Simulation statique		
Taux de croissance	1975T1-1985T4	0,58
	1986T1-1989T1	0,55
Simulation dynamique		
Niveau	1975T1-1985T4	1,10
	1975T1-1989T1	1,35

Figure 35
Simulations dynamiques - Niveau

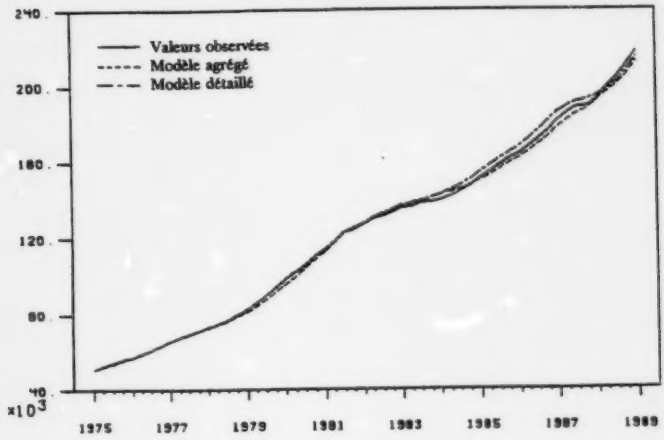


Figure 36
Simulations dynamiques - Taux de croissance

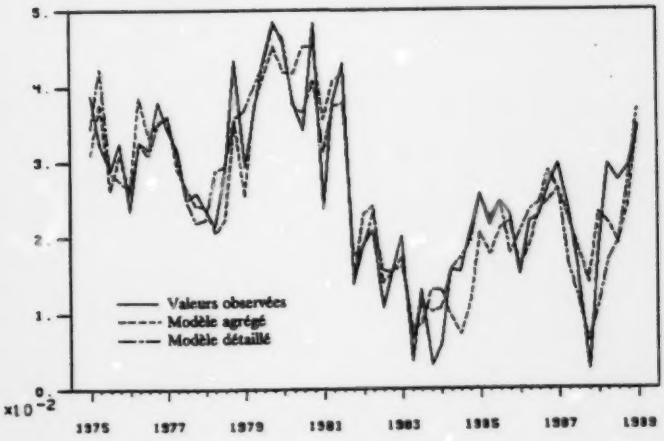


Figure 37
Taux de croissance - Erreurs de simulation statique

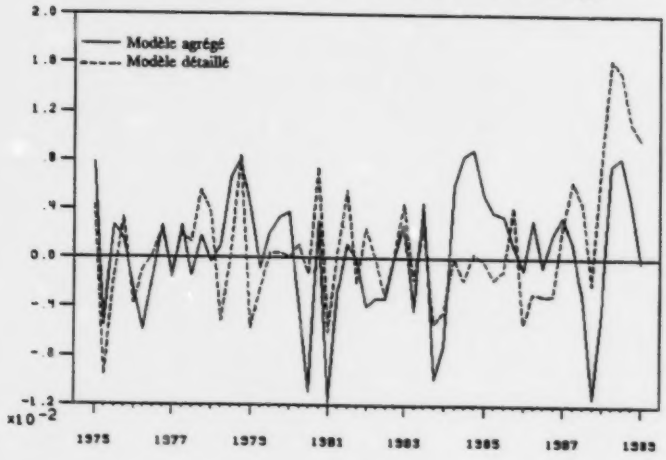
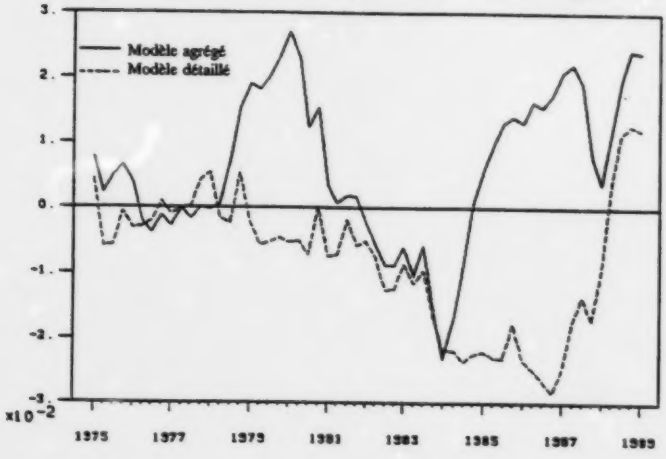


Figure 38
Erreurs de simulation dynamique - Pourcentage



L'erreur-type obtenue à partir du modèle détaillé est de 0,58 point de pourcentage pour la période 1975-1985 en ce qui concerne le taux de croissance de la mesure brute de M2; elle demeure presque la même pour la période 1986T1-1989T1. Cette valeur est beaucoup plus élevée que les valeurs associées à l'équation globale de demande de M2 (il n'y a là rien d'étonnant puisque les estimations de cette équation ont été établies de façon à minimiser la somme des carrés des résidus de l'équation exprimée en taux de *croissance,* tandis que celles qui sont tirées des équations formalisant les deux principales composantes de M2 l'ont été de façon à minimiser la somme des résidus des équations spécifiées en *niveaux*). Les valeurs en pourcentage des erreurs-types de la simulation dynamique du niveau de M2 dans le modèle détaillé sont nettement inférieures à celles des équations globales de demande de M2, ce qui tient en partie à l'importance moindre que revêt la composante non stationnaire dans le modèle détaillé (la seule spécification non stationnaire est celle de l'équation se rapportant à la monnaie hors banques).

4.7 Résumé

Le modèle détaillé de demande de M2 estimé dans cette section aborde un certain nombre de questions qui ont été soulevées au sujet de cet agrégat. L'analyse de ce modèle fait ressortir que l'équation relative aux dépôts des particuliers est stable même sans la variable muette représentant le changement de la période de consolidation - si notre interprétation est juste, c'est dans cette équation que ce changement devrait se faire sentir -, à condition qu'elle comprenne le ratio Bénéfice/Cours. Ce ratio, dont l'incidence sur l'agrégat M2 s'est parfois révélée significative dans des travaux antérieurs, exerce au cours de la période d'estimation la plus courte un effet systématiquement négatif et significatif sur les dépôts des particuliers. Bien qu'assortie d'un coefficient significatif dans certaines régressions, la richesse

n'accroît pas beaucoup le pouvoir de prévision de l'équation et n'a pas toujours le signe attendu. Le coefficient du taux des dépôts à 90 jours dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire n'est pas significatif ou n'a pas le signe attendu dans certaines régressions; en revanche, son incidence est négative et significative dans l'équation retenue par le modèle détaillé.

La très faible valeur de l'élasticité-taux d'intérêt que génère l'équation globale de demande de M2 paraît imputable à l'influence exercée par les dépôts des particuliers. Les élasticités de la monnaie hors banques et des dépôts autres que ceux des particuliers par rapport au taux d'intérêt sont toutes deux négatives, alors que celle des dépôts des particuliers s'avère significativement positive.

Les estimations tirées des équations relatives à la monnaie hors banques et aux dépôts des particuliers nous inspirent davantage confiance que celles provenant de l'équation formalisant les dépôts autres que ceux des particuliers. Les estimations des élasticités de la demande à long terme issues de l'équation ayant trait aux dépôts des particuliers sont très robustes, que l'équation estimée soit spécifiée en niveaux ou en différences premières. L'équation se rapportant à la monnaie hors banques est une équation traditionnelle d'encaisses de transaction qui génère des estimations conformes à celles que l'on obtiendrait à partir d'un modèle à la Baumol. Par contre, les estimations obtenues à l'aide de l'équation relative aux dépôts autres que ceux des particuliers varient sensiblement selon que l'on a recours à des retards échelonnés, à des différences premières ou à une régression de cointégration statique.

Pour obtenir des estimations plausibles des élasticités dans le cas de cette dernière équation, il semble utile de vérifier si des déplacements de fonds ont eu lieu entre les dépôts autres que ceux des particuliers et les autres dépôts à terme (ADT). En raison de la nature spéciale de l'ajustement qui est effectué pour la variable ADT, l'ajustement graduel des dépôts autres que

ceux des particuliers aux fluctuations de cette variable doit être analysé avec circonspection. Il faudra faire preuve de prudence lorsqu'il s'agira de prévoir l'incidence des variations futures de la variable ADT sur ce type de dépôts.

Les propriétés de l'agrégat M2, que l'on obtient en agrégeant les équations relatives à ses trois composantes, semblent plausibles. L'élasticité-revenu de l'agrégat M2 est beaucoup plus élevée que celle, par exemple, des équations globales de demande de M2 présentées dans la section 2, puisque les élasticités à long terme des dépôts des particuliers et des dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2 sont toutes deux supérieures à un (bien que les régressions de cointégration statiques génèrent une valeur un peu plus faible dans le cas des dépôts autres que ceux des particuliers). D'autre part, la demande de monnaie hors banques affiche de grandes économies d'échelle. Il reste que l'importance relative de ces trois composantes ne varie pas suffisamment au cours de la période d'estimation pour expliquer des fluctuations considérables de l'agrégat M2.

Les propriétés du modèle détaillé en matière de prévision paraissent elles aussi plausibles; elles sont comparables aux propriétés de l'équation globale de demande de M2 où intervient une variable muette représentant la période de consolidation. Toutefois, le modèle détaillé présente un avantage : la baisse de M2 survenue durant la période de consolidation y est endogène plutôt que d'être saisie au moyen d'une variable muette.

Annexe 1

Notation et source des données

M2	Agrégat monétaire M2, moyenne des mercredis (CANSIM B1630)
M2+	Agrégat monétaire M2+, moyenne des mercredis (CANSIM B1633)
Monnaie hors banques	Moyenne des mercredis (CANSIM B1604)
Dépôts des particuliers compris dans M2	Comptes de chèques personnels (B486) + dépôts d'épargne des particuliers transférables par chèque (B452 de janvier 1968 à décembre 1981 et B484 + B485 de janvier 1982 à décembre 1989) + dépôts d'épargne à intérêt quotidien (B480) + dépôts à terme fixe (B454) + ajustements (Banque du Canada)
Dépôts autres que ceux des particuliers compris dans M2	Comptes courants (B487) + dépôts à préavis transférables par chèque autres que ceux des particuliers (B472) + dépôts à préavis non transférables par chèque autres que ceux des particuliers (B473) - dépôts interbancaires (B2035) + ajustements (Banque du Canada)
Prix	Indice implicite du PIB (CANSIM D20337), données trimestrielles des comptes nationaux ramenées sur une base mensuelle par interpolation
Revenu réel	PIB en dollars constants, données mensuelles (CANSIM I32026)
Ventes finales	Revenu réel moins la variation des stocks agricoles et des stocks des entreprises
CON	Dépenses de consommation en dollars constants (CANSIM D20131)
PCON	Indice implicite des dépenses de consommation (CANSIM D20338)

(à suivre)

Notation et source des données (suite)

RDP	Revenu disponible des particuliers (CANSIM 20111)
BC	Ratio Bénéfice/Cours (inverse de CANSIM B4246)
Richesse	Stock de capital en dollars constants + base monétaire + obligations d'État dégonflées par l'indice implicite du PIB (Banque du Canada)
R90	Taux du papier de premier choix à 90 jours des sociétés, moyenne des mercredis (CANSIM B113858)
B90	Taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours des particuliers dans les banques à charte, moyenne des mercredis (Banque du Canada)
F90	Taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, moyenne des mercredis (Banque du Canada)
TH	Taux hypothécaire à 5 ans dans les banques à charte (CANSIM B113872)
CPG5	Taux d'intérêt des certificats de placement garantis à 5 ans dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (CANSIM B113875)
TDEB	Taux d'intérêt des dépôts d'épargne non transférables par chèque, moyenne des mercredis (CANSIM B113872)
OEC	Encours des obligations d'épargne du Canada, moyenne des mercredis (CANSIM B2406) divisé par l'indice implicite du PIB
VMU1982-1984	Variable muette dont la valeur est de 1 entre juillet 1982 et novembre 1984 et de 0 en d'autres mois
VMU83	Variable muette dont la valeur est de 1 en mai 1983, de -1 en juin 1983 et de 0 en d'autres mois

(à suivre)

Notation et source des données (suite et fin)

VMU74A	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en avril 1974, à -1 en mai 1974 et à 0 en d'autres mois
VMU74B	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en mai 1974, à -1 en juin 1974 et à 0 en d'autres mois
VMU75A	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en octobre 1975, à -1 en novembre 1975 et à 0 en d'autres mois
VMU75B	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en novembre 1975, à -1 en décembre 1975 et à 0 en d'autres mois
VMU75C	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en décembre 1975, à -1 en janvier 1976 et à 0 en d'autres mois
VMU78B	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en novembre 1978, à -1 en décembre 1978 et à 0 en d'autres mois
VMU81A	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en juillet 1981, à -1 en août 1981 et à 0 en d'autres mois
VMU81B	Variable muette tenant compte de la grève des postes et égale à 1 en août 1981, à -1 en septembre 1981 et à 0 en d'autres mois

Annexe 2

Estimation des équations de demande de M2 et de M2+
Période d'estimation : Janvier 1970-décembre 1987

		M2		M2+	
Variable explicative		**Coefficient**	**Statistique t**	**Coefficient**	**Statistique t**
Constante		**0,0032**	**6,555**	**0,0033**	**9,259**
	Retard				
Prix	0	0,076	0,865	0,161	2,578
	1	0,110	2,402	0,155	4,740
	2	0,129	8,740	0,144	13,659
	3	0,136	20,133	0,129	26,971
	4	0,132	6,545	0,112	7,851
	5	0,119	4,472	0,093	4,934
	6	0,102	3,633	0,074	3,754
	7	0,080	3,179	0,055	3,115
	8	0,057	2,895	0,038	2,714
	9	0,036	2,699	0,022	2,439
	10	0,017	2,557	0,010	2,239
	11	0,004	2,449	0,002	2,087
	12	0,000	C	0,000	C
	Total	**1,000**	C	**1,000**	C
Revenu réel	0	0,119	2,764	0,129	4,049
	1	0,090	3,663	0,114	6,416
	2	0,067	2,969	0,098	6,113
	3	0,050	2,031	0,084	4,686
	4	0,039	1,588	0,070	3,933
	5	0,031	1,429	0,057	3,565
	6	0,026	1,340	0,044	3,116
	7	0,023	1,124	0,033	2,243
	8	0,021	0,871	0,023	1,362
	9	0,018	0,700	0,015	0,790
	10	0,015	0,599	0,008	0,455
	11	0,009	0,541	0,003	0,255
	12	0,000	C	0,000	C
	Total	**0,508**	**3,794**	**0,681**	**6,880**

(à suivre)

Estimation des équations de demande de M2 et de M2+ (suite)
Période d'estimation : Janvier 1970-décembre 1987

		M2		M2+	
Variable explicative	**Retard**	**Coefficient**	**Statistique t**	**Coefficient**	**Statistique t**
R90	0	-0,0006	-1,342	-0,0027	-2,050
	1	-0,0007	-2,711	-0,0006	-3,154
	2	-0,0006	-2,648	-0,0005	-2,834
	3	-0,0004	-1,819	-0,0004	-2,164
	4	-0,0002	-0,898	-0,0003	-1,755
	5	0,0000	0,170	-0,0002	-1,377
	6	0,0002	1,131	-0,0002	-0,933
	7	0,0003	1,672	-0,0001	-0,562
	8	0,0002	1,892	0,0000	-0,327
	9	0,0000	C	0,0000	C
	Total	**-0,0017**	**-1,236**	**-0,0027**	**-2,918**
R90-B90	0	-0,0012	-1,245	-0,0014	-2,291
	1	-0,0014	-1,850	-0,0017	-3,828
	2	-0,0015	-2,196	-0,0019	-5,041
	3	-0,0016	-2,206	0,0020	-5,264
	4	-0,0016	-2,078	-0,0019	-4,945
	5	-0,0014	-1,938	-0,0018	-4,557
	6	-0,0012	-1,818	-0,0015	-4,231
	7	-0,0009	-1,722	-0,0011	-3,976
	8	-0,0005	-1,645	-0,0006	-3,776
	9	0,0000	C	0,0000	C
	Total	**-0,0115**	**-2,228**	**-0,0144**	**-5,285**
B90-F90	0	0,0007	0,472		
	1	0,0013	1,199		
	2	0,0018	1,772		
	3	0,0022	1,101		
	4	0,0025	2,323		
	5	0,0026	2,531		
	6	0,0027	2,752		
	7	0,0027	2,964		
	8	0,0026	3,097		
	9	0,0025	3,069		
	10	0,0023	2,877		

(à suivre)

Estimation des équations de demande de M2 et de M2+ (suite et fin)
Période d'estimation : Janvier 1970-décembre 1987

		M2		M2+	
Variable explicative		**Coefficient**	**Statistique t**	**Coefficient**	**Statistique t**
	Retard				
B90-F90	11	0,0021	2,620		
	12	0,0020	2,403		
	13	0,0018	2,273		
	14	0,0017	2,171		
	15	0,0016	1,878		
	16	0,0016	1,372		
	Total	**0,0352**	**3,062**		
OEC		-0,124	-13,849	-0,092	-13,852
VMU1982-1984		-0,0023	-2,825	-0,0027	-4,618
VMU74A		0,008	2,587	0,004	1,889
VMU74B		0,014	4,532	0,008	3,527
VMU75A		0,006	1,947	0,004	2,009
VMU75B		0,010	2,651	0,007	2,825
VMU75C		0,098	2,727	0,006	2,573
VMU78		0,011	4,137	0,006	3,343
VMU81A		0,007	2,507	0,005	2,431
VMU81B		0,005	1,560	0,005	2,120
VMU83		-0,009	-3,422	-0,005	-2,911
$\bar{R}^2$		0,659		0,683	
ETR ($X\ 10^{-2}$)		0,369		0,275	
DW		2,010		1,571	

C = contrainte

Nota: Les variables relatives aux prix, au revenu réel et aux obligations d'épargne du Canada sont des différences premières des logarithmes naturels. Les taux d'intérêt sont exprimés sous forme de différences premières de leurs niveaux.

Bibliographie

Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry et G. W. Smith (1986). «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, pp. 253-277.

Banque du Canada (1990). «Quelques aspects de l'évolution récente des agrégats monétaires au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, février.

Boughton, J. M. (1981). «Recent Instability of the Demand for Money: An International Perspective», *Southern Economic Journal*, vol. 47, pp. 579-597.

Cameron, N. (1979). «The Stability of Canadian Demand for Money Functions 1954-75», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 12, pp. 258-281.

Caramazza, F. (1989). «Note technique : la demande de M2 et de M2+ au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, décembre.

Caramazza, F., D. Hostland et S. Poloz (1990). «The Demand for Money and the Monetary Policy Process in Canada», *Journal of Policy Modeling*, vol. 12, été, pp. 387-426.

Clark, C. (1973). «The Demand for Money and the Choice of a Permanent Income Estimate: Some Canadian Evidence, 1926-65», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 5, pp. 773-793.

Clinton, K. (1973). «The Demand for Money in Canada, 1955-70: Some Single-Equation Estimates and Stability Tests», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 6, pp. 53-61.

Clinton, K. et K. Lynch (1979). *Monetary Base and Money Stock in Canada*, rapport technique n° 16, Banque du Canada.

Cockerline, J. P. (1979). «Stability Tests and the Demand for Money in Canada, 1956-77», *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, pp. 200-205.

Cockerline, J. P. et J. D. Murray (1981). *A Comparison of Alternative Methods of Monetary Aggregation: Some Preliminary Evidence*, rapport technique n° 28, Banque du Canada.

Daniel, B. C. et H. O. Fried (1983). «Currency substitution, postal strikes, and Canadian money demand», *Revue canadienne d'Économique*, pp. 612-624.

Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.

Engle, R. F. et B. S. Yoo (1987). «Forecasting and Testing in Co-integrated Systems», *Journal of Econometrics*, vol. 35, pp. 143-159.

Fine, E. P. (1990). «Les répercussions des innovations institutionnelles sur les agrégats monétaires», note documentaire publiée dans le présent volume.

Foot, D. K. (1977). «The Demand for Money in Canada: Some Additional Evidence», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 10, pp. 475-485.

Freedman, C. (1983). «Financial Innovation in Canada: Causes and Consequences», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, pp. 101-106.

Friedman, B. M. et K. N. Kuttner (1989). *Money, Income and Prices After the 1980s*, document de travail n° 2852, National Bureau of Economic Research, février.

Gregory, A. W. et J. G. MacKinnon (1980). «Where's my cheque? A note on postal strikes and the demand for money in Canada», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 13, pp. 683-687.

Guay, R., R. D. Milbourne, G. Otto et G. W. Smith (1988). *Estimates of Canadian GDP, Monthly, 1962 to 1986*, document de travail n° 737, Queen's University, décembre.

Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, rapport technique n° 48, Banque du Canada.

Johansen, S. (1988). «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.

Kozicki, S. (1989). *Monthly Estimates of Canadian GDP and its Price Deflator*, document de travail n° 89-2, Banque du Canada, octobre.

Laumas, G. S. et P. A. Formuzis (1968). «The Demand for Money in Canada», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 1, pp. 640-644.

McPhail, K. et F. Caramazza (1990). *La demande de M2 et M2+ au Canada : quelques résultats récents*, document de travail n° 90-3, Banque du Canada, février.

Muller, P. (1989). *Might Financial Aggregates Still Have a Role in Policy Formulation?*, communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Québec en juin 1989.

Perron, P. (1988). «Trends and random walks in macroeconomic time series: further evidence from a new approach», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.

Perron, P. (1989). «The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, vol. 57, pp. 1361-1401.

Phillips, P. C. B. (1986). «Understanding Spurious Regressions in Econometrics», *Journal of Econometrics*, vol. 33, pp. 311-340.

Phillips, P. C. B. (1989). *Optimal Inference in Cointegrated Systems*, document de travail n° 866, Cowles Foundation for Research in Economics, révisé en août 1989.

Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.

Ram, R. (1982). «Recent Instability of the Demand for Money: Another Test of Stability», *Southern Economic Journal*, vol. 48, pp. 1083-1087.

Rausser, G. C. et P. S. Laumas (1976). «The stability of the demand for money in Canada», *Journal of Monetary Economics*, vol. 2, pp. 367-380.

Stock, J. H. (1987). «Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors», *Econometrica*, vol. 55, pp. 1035-1056.

West, K. D. (1988). «Asymptotic Normality, When Regressors Have a Unit Root», *Econometrica*, vol. 56, pp. 1397-1417.

White, W. R. (1976). *The Demand for Money in Canada and the Control of the Monetary Aggregates: Evidence from the Monthly Data*, travail de recherche n° 12, Banque du Canada.

Commentaires

Apostolos Serletis

Caramazza, Hostland et McPhail étudient les conséquences qu'entraîne pour la dynamique de la demande de monnaie l'adoption de trois différentes formalisations. Celles-ci ne reposant pas sur une plate-forme commune, il est difficile de procéder à des comparaisons valables et de tirer des conclusions sur leur validité. Je présenterai donc ici quelques critiques constructives dans l'espoir qu'elles inciteront les auteurs à poursuivre leurs recherches dans cette voie.

Dans la deuxième section du document, la demande de M2 et de M2+ est exprimée en taux de croissance à l'aide de données mensuelles, et sa dynamique est saisie au moyen de variables explicatives dotées d'une structure polynomiale de retards. Abstraction faite de considérations d'ordre statistique, le modèle ne parvient pas à rendre compte de la réaction de la demande de monnaie aux variations des taux propres et des coûts d'opportunité. En particulier, le taux propre est représenté par le taux d'intérêt offert dans les banques à charte sur les dépôts à terme de 90 jours, le taux du papier commercial à 90 jours servant de taux de rendement concurrent dans le calcul du coût d'opportunité. Dans le cas d'un agrégat, le taux propre devrait idéalement être une moyenne, pondérée par les dépôts qui composent l'agrégat, des taux propres obtenus sur ceux-ci, et le coût d'opportunité devrait tenir compte des taux des dépôts exclus de l'agrégat représenté dans le modèle.

La section 3 est consacrée à l'étude de la demande à long terme de M2 et de M2+ à l'aide de données trimestrielles. Elle met à contribution les

derniers perfectionnements de l'économétrie appliquée - en particulier, les notions apparentées de cointégration et de correction des erreurs - pour examiner de façon plus approfondie la relation entre la demande de monnaie et ses déterminants, en prenant notamment en compte la non-stationnarité des variables de la demande de monnaie. Plus particulièrement, la notion de cointégration permet d'aborder explicitement l'analyse de la relation entre des séries chronologiques non stationnaires, tandis que les modèles de correction des erreurs visent à décrire comment l'ajustement partiel d'une variable à une autre conduit à l'équilibre de long terme. Par conséquent, on peut se servir judicieusement des relations de cointégration et des modèles de correction des erreurs pour analyser explicitement le caractère non stationnaire des variables de la demande de monnaie ainsi que la dynamique de cette dernière. La conclusion générale est que (comme on pouvait s'y attendre) la monnaie et l'ensemble des variables explicatives envisagées ne sont pas liées dans le temps. Il découle de ceci que la vitesse de circulation (de M2 et de M2+) est une quantité non stationnaire et que M2 et M2+ ne constitueraient pas de bonnes cibles pour la conduite de la politique monétaire.

Dans la section 4, la modélisation de la demande de M2 est effectuée sous l'angle des composantes de cet agrégat et repose sur des données trimestrielles et un processus autorégressif à retards échelonnés. Bien que la demande de monnaie hors banques soit traitée à part en raison des particularités qu'elle semble présenter, la méthode d'agrégation reflète ce que les auteurs perçoivent comme d'étroites relations de substitution. Par exemple, les auteurs supposent implicitement, en regroupant les dépôts, que leurs prix (autrement dit, leurs taux propres) se suivent d'assez près et réagissent de manière analogue aux taux du marché. En outre, le fait de distinguer les dépôts des particuliers des autres dépôts revient à présumer que les taux des dépôts autres que ceux des particuliers se comportent

différemment. Idéalement, il faudrait examiner, par exemple, les corrélations entre les vitesses de circulation (définies en fonction du PIB) des composantes de M2 et le taux des bons du Trésor avant de construire les sous-agrégats de M2. Ces corrélations nous éclaireraient également sur les mouvements de fonds se produisant au sein de M2, de même que sur l'ajustement des taux des dépôts compris dans M2 aux taux du marché.

La modélisation de la demande des composantes de M2 pourrait être intéressante, mais les auteurs n'ont pas su en tirer parti. Ainsi, l'information qu'elle procure sur les effets des variables d'échelle n'a pas été mise à profit dans le modèle global de demande de M2. En outre, la modélisation des composantes de M2 permet de tenir compte des effets de substitution entre celles-ci, de sorte qu'elle pourrait servir à l'analyse des déplacements de fonds au sein de M2 attribuables aux innovations financières et aux variations des taux du marché. Bien que la monnaie hors banques et les dépôts à vue ne soient assortis d'aucun taux propre explicite et que les taux de rendement implicites soient difficiles à mesurer, les taux propres des sous-agrégats peuvent être calculés (par exemple, sous forme d'une moyenne, pondérée par les dépôts que comprennent ceux-ci, des taux propres offerts sur ces dépôts) et inclus dans les modèles détaillés afin de permettre un examen des possibilités de substitution entre les sous-agrégats.

En conclusion, je crois que les recherches présentées dans l'étude de Caramazza, Hostland et McPhail visaient essentiellement à déterminer si les variations de M2 et de M2+ pouvaient être expliquées par deux variables, soit les coûts d'opportunité et une variable d'échelle. De façon générale, la demande à long terme de monnaie ne devrait pas être influencée par le choix de cette dernière puisqu'en longue période, les variables d'échelle possibles devraient normalement évoluer en parallèle. De même, la demande à long terme de monnaie ne devrait pas être sensible aux variations des taux

d'intérêt, car, en longue période, les variations des taux du marché se répercutent entièrement sur les taux des dépôts, sans provoquer de variations des coûts d'opportunité.

L'incapacité d'établir une fonction de demande de monnaie à long terme est peut-être imputable à ce qu'on appelle de façon générale une «erreur de spécification». Il se peut par exemple que M2 et M2+ ne soient pas les agrégats qui traduisent le mieux les notions théoriques sous-jacentes qu'ils visent à représenter. Un deuxième exemple d'erreur de spécification est l'omission des variables explicatives appropriées. Par exemple, Milton Friedman (1988)[1], dans l'étude qu'il consacre au rôle du cours des actions corrigé de l'inflation dans la fonction de demande de monnaie, soutient que la quantité réelle de monnaie demandée par rapport au revenu est à la fois une fonction inverse du cours réel contemporain des actions, ce qui reflète un effet de substitution, et une fonction croissante des cours réels passés des actions, ce qui indique un effet de richesse. Friedman fait également valoir que l'effet de richesse paraît plus marqué et est mieux étayé par les données que l'effet de substitution. Pour étudier toutes ces possibilités, il suffirait d'incorporer le cours des actions, corrigé de l'inflation, dans la fonction de demande de monnaie. En fait, c'est exactement ce que l'on conclut de la modélisation de la demande des composantes de M2 lorsqu'on l'exploite de façon constructive.

En ce qui concerne la demande à court terme de monnaie, le choix de sa spécification (ajustement partiel, processus de correction des erreurs ou distribution de retards en niveaux ou en différences premières) dépend de l'objet de l'analyse. Il semble toutefois que la spécification avec correction

---

1 Milton Friedman, «Money and the Stock Market», *Journal of Political Economy*, vol. 96, avril 1988, pp. 221-245.

des erreurs soit mieux adaptée, fondamentalement, parce qu'elle permet d'imposer des contraintes qui garantissent la cohérence des fonctions à court et à long terme de demande de monnaie. Par exemple, on peut distinguer les variables qui entrent dans les fonctions de demande à court et à long terme et imposer des contraintes théoriques appropriées à la fonction de long terme tout en préservant la souplesse des fonctions à court terme.

Comme il a déjà été mentionné, la demande à long terme de monnaie serait insensible au choix de la variable d'échelle et aux fluctuations des taux d'intérêt. La demande à court terme, par contre, serait certainement sensible au choix de la variable d'échelle. Il y aurait peut-être lieu de remplacer le PIB par la consommation, puisqu'il se peut que les variations de certaines composantes du PIB ne nécessitent pas d'augmentation sensible des encaisses à court terme. De même, la demande à court terme de monnaie serait extrêmement sensible aux variations des coûts d'opportunité - considération d'une importance fondamentale pour la conduite de la politique monétaire. Il faudrait pour cela tenir soigneusement compte des écarts entre les taux du marché et les taux offerts sur les dépôts, ainsi que de la vitesse d'ajustement de ces derniers aux premiers.

Discussion générale

Gregor Smith entame la discussion du document de Caramazza, Hostland et McPhail en s'interrogeant sur l'utilité d'une étude des vitesses d'ajustement en l'absence d'une relation de cointégration (à long terme) entre les variables. Kim McPhail précise que la différence entre les spécifications en taux de croissance et les spécifications en niveaux réside dans le terme d'erreur de l'équation de demande de monnaie. Aussi, en l'absence de cointégration, est-il tout de même possible d'étudier les effets à court et à long terme d'une variation de niveau de l'un des déterminants de la demande de monnaie représentés dans le modèle.

Paul Boothe fait remarquer que l'étude porte sur trois spécifications du modèle de demande de monnaie (le modèle avec ajustement partiel, le modèle à retards polynomiaux exprimé en taux de croissance et le modèle de correction des erreurs) et que les contraintes imposées à la dynamique varient selon la spécification. Il se demande s'il est possible de tester ces modèles en les traitant comme des contraintes qui seraient imposées à un modèle général, lui-même libre de contraintes, et de déterminer, à l'aide de tests de Fisher traditionnels, si celles-ci sont oui ou non confirmées par les données. Kim McPhail souligne que c'est essentiellement ce qu'ils ont fait pour les modèles formulés en taux de croissance ainsi que, séparément, pour les modèles de correction des erreurs et les modèles autorégressifs à retards polynomiaux. Cependant, le choix entre une équation spécifiée en différences premières (des logarithmes) et une équation formulée en niveaux ne pouvait reposer sur un test de Fisher standard, mais bien sur un test de Dickey-Fuller

amélioré et un test de Phillips-Perron. Une fois ce choix effectué, des tests de Fisher traditionnels ont été appliqués aux différents modèles.

Charles Adams demande si les auteurs de l'étude autorisent une dérive dans leurs modèles de correction des erreurs et une rupture dans la tendance. En réponse au premier volet de la question, Doug Hostland fait observer que l'on peut envisager la tendance dans le vecteur de cointégration de deux façons : d'une part, uniquement comme un moyen de purger de leur tendance toutes les variables de l'équation de demande de monnaie et, d'autre part, en postulant que la vitesse de circulation est un processus stochastique recelant lui-même une tendance capable de représenter l'incidence des innovations financières. Sur le plan empirique, les deux cas sont indissociables. Hostland ajoute qu'il ne connaît pas de test ayant trait à des contraintes interéquations entre la dynamique à court terme et les propriétés à long terme de l'équation quand celle-ci inclut une variable de tendance.

Pour ce qui est d'une rupture éventuelle de la tendance, Hostland explique que des recherches antérieures effectuées à l'aide de modèles de demande de monnaie mesurés en taux de croissance indiquent un déplacement structurel permanent de la demande de monnaie vers le bas (le déplacement associé à la période de «consolidation»), qui s'est échelonné sur huit trimestres. Cependant, lorsque ce changement structurel est pris en considération dans la régression de cointégration, son coefficient n'est pas doté du signe attendu, à la différence des résultats d'Ambler et de Paquet. David Longworth ajoute que les auteurs n'ont pas cherché à déterminer de manière empirique si les tendances sous-jacentes s'étaient modifiées. Autrement dit, ils n'autorisent dans leurs modèles que des variations de niveau.

Jon Cockerline fait remarquer que l'hypothèse de consolidation l'a laissé perplexe et que, selon lui, l'étude renferme deux hypothèses

concurrentes. Les auteurs laissent d'abord entendre qu'après la récession de 1982, le secteur privé a assaini sa position, en vendant des avoirs pour diminuer son endettement. Par contre, dans la dernière partie de l'étude, lors de l'examen des dépôts des particuliers compris dans M2, le coefficient du ratio Bénéfice/Cours est affecté d'un signe négatif très significatif, ce qui donne à penser que les particuliers se désintéressaient du marché boursier au profit de M2.

Kim McPhail signale que les auteurs ont voulu tester non seulement les possibilités de substitution entre les différents avoirs rémunérés, mais aussi l'hypothèse de substituabilité des dépôts à terme et des placements boursiers; c'est pour cette raison qu'ils font intervenir le ratio Bénéfice/Cours dans l'équation relative aux dépôts des particuliers faisant partie de M2. Or, il se trouve que la période de consolidation a coïncidé avec un changement marqué du ratio Bénéfice/Cours. En faisant intervenir ce ratio, on augmente l'élasticité par rapport au revenu, ce qui permet à celui-ci d'expliquer une plus large part de la réduction de M2 liée à la récession.

Pierre Duguay s'étonne qu'on ne se soit pas attardé davantage à l'effet asymétrique de l'encours des obligations d'épargne du Canada sur M2 (à savoir que les obligations ont un effet marqué sur M2 pendant la période de vente, et non pendant la période d'encaissement) que l'on observe dans l'équation globale exprimée en différences premières, et non dans le modèle détaillé. Selon lui, l'hypothèse qu'il y a substitution entre les obligations d'épargne du Canada et la monnaie à certaines périodes de l'année et entre elles et les bons du Trésor à d'autres moments n'est pas très convaincante.

Jon Cockerline ajoute qu'il est étonné que l'on explique l'effet asymétrique des obligations par la substituabilité entre celles-ci et les bons du Trésor, puisque l'équation de demande de M2 est estimée jusqu'en 1987, alors

que les ventes de bons du Trésor sur le marché des particuliers n'ont atteint un volume important que vers le milieu des années 80.

Charles Freedman fait remarquer que cet effet asymétrique des obligations n'est peut-être pas si étonnant que cela. Les obligations d'épargne du Canada sont achetées par différentes catégories de particuliers. Ceux qui encaissent sans tarder leurs obligations à la suite d'une variation du taux de rendement des placements concurrents ne représentent peut-être pas l'investisseur «moyen», mais des acheteurs plus avertis qui recourent aux services de courtiers en valeurs. Au cours des dernières années, il se peut que l'apparition de comptes de dépôt à rendement élevé ait modifié les relations établies antérieurement; il semble tout de même que les particuliers qui encaissent leurs obligations d'épargne au tout début de l'année forment encore le groupe le moins important, c'est-à-dire l'ensemble des gens qui acquièrent des obligations parce que les taux d'intérêt sont intéressants. Par conséquent, si les taux des obligations deviennent moins concurrentiels, ce type de détenteur est disposé à encaisser ses obligations et à en réinvestir le produit dans des bons du Trésor ou dans quelque autre avoir. Par contre, l'acheteur moyen d'obligations d'épargne du Canada garde ses titres plus longtemps. Ces différents comportements sont difficiles à distinguer sur le plan empirique. Il ne faut pas trop en demander aux données, en particulier si l'on songe qu'avec l'apparition récente des comptes à rendement élevé, les comportements ont pu changer, auquel cas on s'attendrait à ce que l'effet de l'encours des obligations d'épargne du Canada ait été plus symétrique au cours des dernières années.

Freedman fait également observer que la distinction entre les modèles de correction des erreurs et les modèles exprimés en taux de croissance n'est pas purement technique : elle a d'importantes implications pour la politique monétaire. Si l'on adhère au modèle exprimé en taux de croissance, on pense

qu'une variation du stock de monnaie a des effets permanents. Dans l'hypothèse où la variation est vraiment aléatoire, les autorités monétaires ne devraient pas y réagir en essayant de ramener la masse monétaire à sa trajectoire antérieure. Si, par contre, on souscrit au modèle de correction des erreurs, on croit qu'il existe une «trajectoire» à long terme et que les autorités monétaires devraient s'y tenir. La dérive se justifie dans un cas, mais non dans l'autre.

Kim McPhail se demande si le choix d'un modèle plutôt qu'un autre tire vraiment à conséquence pour la conduite de la politique monétaire, dans l'hypothèse où la distinction entre ceux-ci réside dans le caractère unitaire ou quasi unitaire de leur racine. Freedman est d'accord avec Kim sur ce point, mais précise que cela peut modifier l'interprétation des variations des agrégats monétaires. Si la totalité ou une très forte proportion des variations est liée au terme d'erreur, l'utilité des agrégats monétaires à court et à moyen terme s'en trouve fortement diminuée.

Peter Howitt ajoute que les implications du choix du modèle pour la politique monétaire ne dépendent pas seulement du caractère permanent ou temporaire des chocs, mais aussi de la manière dont on les interprète. Le terme d'erreur peut être interprété comme un simple changement des préférences des déposants en matière de portefeuille, sans rapport avec les activités de prêt des banques, ou encore il peut refléter, par exemple, une modification de la volonté de prêter de ces dernières. Ainsi, si l'on croit qu'une évolution semblable à celle qui a été observée en 1983 reflète la volonté des agents économiques de diminuer les avoirs qu'ils détiennent sous forme de dépôts compris dans M2 et d'accroître d'autres avoirs, la bonne réaction, pour les autorités, consisterait à l'appuyer. Si, en revanche, cette évolution est une indication que les intermédiaires financiers sont moins disposés à accorder des prêts, cela se traduira par une contraction non

seulement de ces derniers, mais aussi des engagements des intermédiaires financiers, et donc de M2 et des agrégats monétaires au sens large. Dans ce cas, la ligne de conduite des responsables de la politique monétaire sera différente, même si les effets d'une variation du stock de monnaie sur la vitesse de circulation peuvent être permanents.

Dans la foulée des commentaires de Howitt, Freedman souligne qu'à son avis, M2 est déterminé principalement par la demande, tandis que, pour Howitt (et Laidler), l'offre exerce aussi une certaine influence sur M2. Freedman soutient que, si l'on pouvait mesurer correctement le taux d'intérêt propre sur les dépôts que comprend M2, cet agrégat serait entièrement déterminé par la demande. Il pense que le rôle de l'offre est beaucoup plus évident dans le cas de M3 en ce sens que, si les prêts diminuent sensiblement, les institutions financières corrigeront leurs bilans en ajustant les dépôts englobés dans M3. Par contre, si les banques accordent moins de prêts, à cause soit d'une décision de comprimer le crédit, soit d'une baisse de la demande de prêts, elles s'ajusteront en modifiant les taux qu'elles offrent sur les dépôts faisant partie de M2 par rapport aux taux du marché. Même si les différences d'interprétation ne tirent peut-être pas à conséquence à court terme, elles débouchent sur des explications différentes des événements survenus par exemple durant la période 1982-1984.

COINTÉGRATION ET DEMANDE DE M2 ET DE M2+ AU CANADA

Steve Ambler et Alain Paquet*

Introduction

L'instabilité des équations de demande de monnaie où la variable dépendante est M1 ou une autre mesure étroite de la masse monétaire est bien connue; aussi la Banque du Canada, dans sa quête de relations stables, a-t-elle commencé à s'intéresser à des mesures plus larges du stock de monnaie. Les résultats de plusieurs études faites à la Banque, qui révèlent l'existence de liens étroits entre M2 et M2+, d'une part, et l'inflation et l'activité économique, d'autre part, ont renforcé cet intérêt[1]. Ces études font notamment ressortir que M2+ est, de tous les agrégats monétaires, le plus étroitement corrélé avec la croissance de la dépense réelle. Ceci a amené la Banque à prêter une attention particulière à l'évolution de M2 et de M2+ et à intensifier ses recherches en vue d'en arriver à des fonctions de demande stables en ce qui concerne ces agrégats monétaires. Dans la présente étude, nous prenons comme point de départ des études faites antérieurement à la Banque du Canada[2] sur la demande de M2 et de M2+.

---

1 Voir Crawford (1990) dans le présent volume et Muller (1989) pour un survol des résultats.

2 Voir Caramazza (1989), McPhail et Caramazza (1990) et Caramazza, Hostland et Poloz (1990).

* *Nous voudrions remercier la Banque du Canada de nous avoir fourni des données et des commentaires sur une version préliminaire de cette étude. Nous remercions également les participants à la réunion de planification tenue à la Banque en décembre 1989 et au Séminaire sur les questions monétaires, tout particulièrement Jean-Marie Dufour et Steve Poloz.*

Notre méthode de travail, à l'instar des études sur les séries chronologiques cointégrées [effectuées notamment par Engle et Granger (1987)], consiste en deux étapes. Dans la première, nous cherchons des liens de cointégration entre les variables qui sont traditionnellement utilisées dans les équations de demande de monnaie afin d'en arriver à une fonction de demande de monnaie de long terme. Dans la deuxième étape, nous formalisons la dynamique de la demande de monnaie sous la forme d'un modèle de correction des erreurs, où les écarts de la monnaie par rapport à son niveau de long terme et les écarts entre les taux de rendement propres et les taux de rendement des actifs concurrents tiennent lieu de termes de correction des erreurs.

Le fait de mettre l'accent, dans la première partie de cette étude, sur les relations de long terme nous permet d'éviter temporairement le problème économétrique de la simultanéité[3]. Comme le montrent Engle et Granger (1987) et Stock (1987), la simultanéité ne pose pas de problèmes (asymptotiquement du moins) pour ce qui est de l'estimation des liens de cointégration entre séries chronologiques.

Les principales conclusions de cette étude peuvent être résumées comme suit. Les vitesses de circulation de M2 et de M2+ semblent contenir des racines unitaires. Or, une fois que l'on admet la possibilité d'un seul saut discret (survenu à la fin du mois de janvier 1983) dans la tendance déterministe, les déviations que chacune des deux mesures de la vitesse de circulation de la monnaie affiche par rapport à une tendance brisée s'avèrent stationnaires. Ensuite, nous n'avons pu trouver d'équation de demande de monnaie à long terme incorporant une mesure du coût de renoncement à la monnaie dont les résidus soient significativement plus stationnaires que les

---

3 Des études effectuées à la Banque du Canada [par Caramazza, Hostland et Poloz (1990) et McPhail et Caramazza (1990)] contiennent des discussions claires du problème de la simultanéité. Voir également Cooley et Leroy (1981) et Poloz (1980).

vitesses de circulation de la monnaie. Ce dernier résultat est compatible avec ceux de tests de cointégration effectués sur les taux d'intérêt à court terme figurant dans notre banque de données. Ces tests indiquent que les taux d'intérêt à court terme sont cointégrés. Puisque la plupart des composantes de M2 et de M2+ se composent d'actifs rémunérés, il semble logique qu'un changement des taux d'intérêt à court terme qui ne modifie pas l'écart entre les taux de rendement propres et les taux de rendement des actifs concurrents n'agisse pas sur la demande de monnaie à long terme[4].

Les données concordent avec l'hypothèse d'une élasticité-revenu de la demande de monnaie égale à un à long terme. Les coefficients du revenu que renferment les équations se rapportant à la vitesse de circulation de la monnaie sont estimés librement par la méthode des moindres carrés ordinaires. Or, les résidus de ces équations ne sont pas significativement plus stationnaires que si les coefficients avaient été fixés à un. L'estimation des modèles de dynamique de la demande de monnaie avec correction des erreurs génère des résultats qui sont très compatibles avec l'intuition économique. Les déviations retardées de la vitesse de circulation de la monnaie par rapport à sa tendance (brisée) de long terme ont un grand pouvoir explicatif dans chacune des équations estimées. La différence retardée d'une période entre les taux d'intérêt à court terme a aussi un pouvoir explicatif dans l'équation de demande de M2+. Une augmentation du taux de rendement propre par rapport au taux de rendement des actifs concurrents provoque une augmentation significative de la demande de monnaie après une période. Si l'on interprète le coefficient de la vitesse de circulation comme la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme, il s'ensuit que cette vitesse

---

[4] Un changement des taux d'intérêt à court terme pourrait éventuellement provoquer un déplacement de la demande entre les différentes composantes de M2 ou de M2+. Cette possibilité n'est pas examinée dans notre étude.

d'ajustement est semblable à celle calculée dans une étude faite à la Banque du Canada avec des données trimestrielles[5].

Dans la section qui suit, nous faisons état de quelques résultats concernant les propriétés des différentes séries chronologiques utilisées dans notre étude. Puis, nous exposons en détail la méthodologie employée afin de trouver une équation stable de demande de monnaie de long terme. Nous présentons ensuite les résultats de l'estimation d'une série d'équations de cointégration et ceux de tests de l'hypothèse de cointégration des taux d'intérêt à court terme et à long terme. Ces résultats servent à appuyer les modèles de demande de monnaie avec correction des erreurs, dont les spécifications sont décrites dans la section suivante. Dans cette section, nous présentons nos conclusions concernant les spécifications générales des équations dynamiques de demande de monnaie ainsi que la méthodologie qui a été utilisée pour passer des spécifications générales à des représentations plus parcimonieuses de cette dynamique. Nous livrons également les résultats de quelques simulations et de prévisions que nous avons effectuées en dehors de la période d'estimation à l'aide des équations finales. Nous résumons nos conclusions dans la dernière section.

1. Propriétés des différentes séries chronologiques

Les données, fournies par la Banque du Canada, sont de fréquence mensuelle et regroupent diverses séries chronologiques canadiennes et américaines, dont les agrégats canadiens M2 et M2+, le PNB canadien et bon nombre de taux d'intérêt à court et à long terme. Les sources initiales des données sont exposées en détail dans une annexe à la fin de notre texte. Dans une série d'études antérieures sur la demande de monnaie [voir McPhail et Caramazza (1990)], des chercheurs à la Banque ont utilisé le dégonfleur du

---

[5] Voir Caramazza, Hostland et Poloz (1990).

PNB comme mesure principale des prix. Le dégonfleur n'est disponible que sur base trimestrielle, ce qui nécessite le calcul d'une série mensuelle par interpolation. Nous avons préféré utiliser l'indice des prix à la consommation, qui est disponible sous forme mensuelle durant toute la période d'estimation (janv. 1969 - nov. 1989). L'estimation des équations dynamiques de demande de monnaie est faite sur une période qui commence en janvier 1970, le nombre élevé de retards des variables explicatives utilisées causant une perte d'observations au début de la période.

Nous avons d'abord effectué deux tests de racine unitaire sur chacune des séries chronologiques de notre banque de données. Le premier test suit la méthode élaborée par Perron et Phillips [voir Perron (1988) pour une description]. Celle-ci tient compte de la possibilité d'autocorrélation au sein des résidus des tests de Dickey-Fuller (1979) et emploie une correction non paramétrique qui compense les effets de cette autocorrélation. Les résultats des tests sur les niveaux des séries sont présentés au Tableau 1. Il s'est avéré impossible de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire, quelle que soit la série envisagée. Le test de Phillips-Perron nécessite le choix d'un paramètre d'abrégement des retards pour calculer la correction non paramétrique. Ce choix est arbitraire[6]. Les résultats figurant au Tableau 1 concernent un paramètre d'abrégement égal à 12, mais la conclusion que toutes les séries contiennent une racine unitaire ne dépend pas de ce choix. Le second test employé est celui de Dickey-Fuller amélioré, où l'on ajoute des retards de la variable dépendante à la régression type de Dickey-Fuller en vue de compenser les effets de l'autocorrélation des résidus. Nous avons testé différentes longueurs de retards. Le Tableau 1 montre les résultats d'une série de régressions utilisant une structure de 12 retards de la variable

---

6 Il convient de noter que, pour démontrer la convergence des tests, la valeur du paramètre d'abrégement doit augmenter de façon systématique avec le nombre des observations.

endogène. Les résultats confirment la présence d'une racine unitaire pour toutes les séries, sauf celle qui a trait aux obligations d'épargne du Canada. Dans le cas de cette dernière, l'hypothèse nulle de racine unitaire peut être rejetée à un seuil de signification de 5 %.

Tableau 1
Tests de racine unitaire sur les séries individuelles

Variable	$Z(t_\alpha)$	ADF	Variable	$Z(t_\alpha)$	ADF
M2	-0,678	-1,613	ΔM2	-14,575	-3,476
M2+	-0,297	-1,187	ΔM2+	-12,864	-3,347
P	-0,535	-2,656	ΔP	-13,378	-1,728
Y	-2,120	-2,284	ΔY	-18,122	-4,757
R90	-2,422	-2,500	ΔR90	-10,629	-4,777
B90	-2,016	-1,572	ΔB90	-6,982	-3,949
F90	-2,115	-1,556	ΔF90	-6,493	-3,973
OEC	-3,201	-3,590	ΔOEC	-17,281	-2,962
RUS	-2,529	-2,080	ΔRUS	-12,946	-4,556
RB5	-1,895	-1,622	ΔRB5	-7,816	-3,343
RM5	-1,197	-1,051	ΔRM5	-7,869	-2,714
VM2	-2,050	-2,299	ΔVM2	-4,945	-5,617
VM2+	-1,566	-1,882	ΔVM2+	-4,462	-4,761

La valeur critique avoisine -3,43 au seuil de 5 % et -3,99 à celui de 1 % (Fuller, 1976, p. 373).

Nota : Les variables sont définies dans l'annexe des données, à l'exception de VM2, la vitesse de circulation de M2, et de VM2+, la vitesse de circulation de M2+. Les valeurs calculées de $Z(t_\alpha)$ correspondent au test de Phillips-Perron avec un paramètre d'abrégement, ℓ, égal à 12 [voir Perron (1988)]. Les valeurs calculées d'ADF correspondent au test de Dickey-Fuller amélioré, avec une structure de 12 retards de la variable exprimée en différences premières dans la régression.

La plupart des résultats que nous présenterons plus loin dépendent de la stationnarité des déviations de la vitesse de circulation de la monnaie par rapport à une tendance déterministe brisée. Il importait donc de vérifier si l'acceptation de l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les différentes séries n'était pas due à d'éventuels changements structurels. Les séries stationnaires autour de leurs tendances peuvent ressembler à des séries contenant une racine unitaire si leurs tendances subissent de tels changements. Nous avons employé la méthode élaborée par Paquet (1989), qui repose sur le calcul récursif des fonctions d'autocorrélation des séries. La présence de changements structurels dans les séries devrait se traduire par des sauts dans les fonctions d'autocorrélation une fois que des données tirées de la partie de la période d'estimation postérieure au changement structurel sont ajoutées. Cette méthode ne constitue pas un test formel de l'existence de changements structurels, mais elle peut mettre en évidence des hypothèses provisoires susceptibles de faire l'objet de tests formels. Nous n'avons trouvé aucun indice de changement structurel dans les différentes séries de notre banque de données.

Nous avons par la suite effectué des tests de racine unitaire sur toutes les séries de l'étude mesurées en différences premières. Suivant la méthode de Phillips-Perron, l'hypothèse nulle de racine unitaire a pu être rejetée dans le cas de toutes les séries, aux seuils de signification habituels, en faveur de l'hypothèse de fluctuations stationnaires autour d'une tendance déterministe. Les résultats sont présentés au Tableau 1. Ces résultats, qui sont fondés sur des données mensuelles, concordent avec ceux obtenus par Ambler (1989) à l'aide d'un ensemble de données légèrement différent. Nous présentons également au Tableau 1 les résultats de tests de Dickey-Fuller améliorés. Ces derniers sont en général compatibles avec ceux obtenus pour les tests de Phillips-Perron; par contre, les statistiques pour les séries M2+ et RB5 sont maintenant à peine significatives au seuil de 5 %, et il n'est plus possible de

rejeter l'hypothèse nulle pour ce qui est des séries RM5, P et OEC. Dans le cas de la série OEC, ce résultat est paradoxal; selon le test de Dickey-Fuller amélioré, elle semblait stationnaire quand elle était mesurée en niveaux.

Ces résultats laissent croire que les équations dynamiques de demande de monnaie devraient contenir des variables mesurées en différences premières, comme dans l'étude de McPhail et Caramazza (1990). Cependant, s'il existait des relations de cointégration importantes entre des variables mesurées en niveaux et qu'on ne les prenait pas en compte dans l'estimation des équations dynamiques, cela constituerait une erreur de spécification. C'est pourquoi, avant de procéder à cette estimation, nous avons cherché à établir l'existence de relations de long terme entre les variables de la banque de données.

2. Relations de long terme

La première étape dans la recherche d'une fonction de demande de monnaie stable à long terme a été de tester l'hypothèse de racine unitaire des vitesses de circulation de M2 et de M2+. Les résultats de ces tests, effectués avec la méthode de Phillips-Perron, sont présentés au Tableau 1. L'hypothèse de racine unitaire ne peut être rejetée aux seuils de signification habituels. La Figure 1 (les figures se trouvent en annexe) illustre le comportement des vitesses de circulation des deux agrégats sur la période d'estimation. On y constate un changement marqué des deux mesures en 1983.

Par conséquent, nous avons examiné la stationnarité des écarts de la vitesse de circulation par rapport à une tendance déterministe brisée. Nous n'avons pas imposé a priori une date de changement structurel; nous avons plutôt cherché celle qui, selon les données elles-mêmes, était la plus significative. Cette méthode constitue un exemple clair de recherche de spécifications par l'exploitation abusive des données. Dans un contexte similaire, Christiano (1988) reproche à Perron (1989) d'avoir utilisé des

valeurs critiques trop libérales pour rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire dans le cas du PNB américain, Perron ayant permis deux changements structurels provoqués selon lui par la Crise de 1929 et par le premier choc pétrolier de l'OPEP. Perron admet que ses résultats se fondent sur l'hypothèse que les deux changements structurels sont des événements exogènes qui font partie de l'ensemble des renseignements que possède l'économètre avant même d'examiner les données.

Puisque nous n'avons pu repérer un événement historique bien déterminé pour expliquer un changement brusque de la vitesse de circulation de la monnaie en 1983 (même après avoir examiné les données), il était important que nous tenions compte de ce fait afin de calculer des valeurs critiques acceptables pour nos tests d'hypothèse. Heureusement, dans un texte récent, Perron (1990) calcule des valeurs critiques correctes pour tester l'hypothèse de racine unitaire lorsqu'un seul changement structurel dans la tendance déterministe est permis. La méthode élaborée par Perron consiste à soumettre l'hypothèse de racine unitaire à un test de Dickey-Fuller amélioré pour toutes les dates possibles de changement structurel tout en variant le nombre des retards de la variable dépendante qui sont inclus dans la régression de Dickey-Fuller améliorée. Perron met à contribution les techniques de simulation de Monte-Carlo pour calculer la bonne valeur critique lorsque le choix de la date du changement structurel et de la longueur du retard vise à maximiser la valeur absolue de la statistique t utilisée dans le test de Dickey-Fuller.

Les résultats de l'application de la procédure élaborée par Perron aux vitesses de circulation de M2 et de M2+ sont illustrés aux Figures 2 et 3 respectivement (voir l'annexe des figures). Nous avons permis un changement permanent du niveau de la tendance déterministe. Les figures indiquent les valeurs absolues des statistiques t servant à tester l'hypothèse nulle de racine unitaire en fonction de la date du changement structurel et du nombre de

retards de la variable endogène utilisés dans les régressions. Nous pouvons rejeter l'hypothèse de racine unitaire à l'aide des valeurs critiques calculées par Perron. Non seulement le point de rupture le plus significatif a lieu à la fin de janvier 1983, mais les graphiques montrent clairement que les valeurs des statistiques t diminuent rapidement dès que l'on s'éloigne de cette date. Nous croyons que la preuve visuelle fournie par les deux graphiques renforce les résultats des tests formels des hypothèses.

Nous avons par la suite remplacé les coefficients unitaires des mesures de la vitesse de circulation de la monnaie par les coefficients que nous avons obtenus en effectuant une régression des équations relatives aux encaisses réelles par rapport au PIB afin de tester de façon informelle l'hypothèse que l'élasticité-revenu de la demande de monnaie est unitaire à long terme[7]. Les résultats de ces estimations sont présentés au Tableau 2.1. Le Tableau 2.2 indique les résultats de tests de racine unitaire effectués sur les résidus des régressions du Tableau 2.1. L'écart entre l'unité et les valeurs estimées des coefficients associés au PIB équivaut à plusieurs écarts-types. Mais il serait difficile d'inférer que cette différence est statistiquement significative puisque la distribution des statistiques est inhabituelle sous l'hypothèse nulle que le PIB renferme une racine unitaire. Les statistiques t du Tableau 2.2 servant à tester la présence d'une racine unitaire dans les résidus de ces équations sont comparées à celles utilisées pour tester l'existence d'une racine unitaire dans les écarts de la vitesse de circulation de la monnaie par rapport à une tendance déterministe brisée où un coefficient unitaire est imposé au revenu. Le fait d'estimer le coefficient à l'aide du PIB mène à un changement minime de la valeur des statistiques t dans le cas de M2+. Dans celui de M2, les valeurs absolues des statistiques t augmentent un peu, selon le type de test qui est utilisé. Selon Engle et Yoo (1987), l'addition d'un paramètre libre

---

[7] L'hypothèse d'homogénéité du premier degré pour ce qui est des prix est maintenue tout au long de notre étude.

Tableau 2.1
Estimations des élasticités-revenu à long terme de la demande de monnaie

Variable dépendante	M2-P	M2+-P
Constante	-1,474	-5,189
	(-2,29)	(-7,18)
Variable muette	-0,123	-0,147
	(-20,86)	(-21,44)
Tendance linéaire	0,002	0,002
	(13,15)	(10,85)
Y	0,648	0,982
	(12,29)	(16,57)

Nota : La variable muette prend la valeur de 0 avant janvier 1983 et de 1 après cette date. Les statistiques t sont entre parenthèses. La période d'estimation des deux équations s'étend de janvier 1969 à septembre 1989.

supplémentaire à la régression de cointégration fausse les tests de racine unitaire et conduit au rejet de l'hypothèse, à moins que les valeurs critiques ne soient corrigées de manière à refléter la présence du paramètre additionnel. À cause de la présence d'une tendance déterministe avec changement structurel dans nos propres régressions, nous ne pouvons utiliser directement les résultats calculés par Engle et Yoo à l'aide de la méthode de Monte-Carlo pour effectuer des tests d'hypothèse formels. Par contre, nous interprétons les résultats comme étant à peu près compatibles avec l'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire à long terme.

Ces résultats nous appuient dans notre choix de spécifier nos équations dynamiques de demande de monnaie sous la forme d'un modèle de correction des erreurs, où les écarts de la monnaie par rapport à son niveau de long terme ainsi que les écarts entre les taux d'intérêt propres et les taux de rendement des actifs concurrents tiennent lieu de termes de correction des erreurs. Toutefois, nous avons voulu explorer la contribution d'autres

Tableau 2.2
Tests de racine unitaire portant sur les résidus des équations de cointégration

Équation	$Z(t_\alpha)$	ADF(0)	ADF(12)
Déviation de la vitesse de circulation de M2 par rapport à une tendance brisée	-3,73	-3,47	-3,46
Déviation de la vitesse de circulation de M2+ par rapport à une tendance brisée	-3,83	-3,44	-3,67
Vitesse de circulation de M2 avec le coefficient estimé de Y	-4,01	-3,78	-3,82
Vitesse de circulation de M2+ avec le coefficient estimé de Y	-3,83	-3,45	-3,67
Demande de M2 - Équation n° 1	-3,67	-4,30	-3,26
Demande de M2+ - Équation n° 1	-3,65	-3,86	-3,38
Demande de M2 - Équation n° 2	-4,40	-4,78	-4,04
Demande de M2+ - Équation n° 2	-4,49	-4,24	-4,18

Nota : Les équations n° 1 font intervenir R90 et B90 comme variables explicatives dans les régressions mentionnées. Les équations n° 2 font intervenir R90, B90, R90-B90 et OEC comme dans le cas de McPhail et Caramazza (1990), et le changement structurel y est modélisé selon la procédure établie par ces derniers (voir leur texte pour plus de détails). Les valeurs calculées de $Z(t_\alpha)$ correspondent au test de Phillips-Perron avec un paramètre de retard, ℓ, égal à 12 [voir Perron (1988)]. Les valeurs calculées d'ADF(0) correspondent à un test de Dickey-Fuller amélioré, sans retard de la variable incluse dans la régression sous forme de différence. Les valeurs calculées d'ADF(12) correspondent au test de Dickey-Fuller amélioré, avec 12 retards de la variable incluse dans la régression sous forme de différence.

variables, notamment celle des taux d'intérêt, à la relation de demande de monnaie à long terme. Nous présentons au Tableau 2.2 les résultats d'un test de l'hypothèse de racine unitaire portant sur les résidus des régressions de cointégration où le taux du papier commercial à 90 jours et le taux des dépôts

à terme fixe de 90 jours dans les banques à charte interviennent comme variables explicatives. En ce qui concerne l'ensemble des tests, à l'exception de celui de Dickey-Fuller amélioré avec structure de 12 retards de la variable dépendante, la valeur absolue de la statistique t est plus petite dans le cas des résidus de M2 et de M2+ que dans celui de l'écart des vitesses de circulation par rapport à une tendance déterministe brisée. Étant donné le degré plus élevé d'incertitude qui résulte de l'estimation de paramètres libres additionnels, nous croyons que ce résultat est compatible avec l'hypothèse que les taux d'intérêt n'ajoutent aucun pouvoir explicatif aux équations.

Ces résultats ne sont pas surprenants, étant donné ceux obtenus pour d'autres tests de cointégration des taux d'intérêt. Nous avons trouvé que les taux d'intérêt à court terme sont cointégrés entre eux, tandis qu'il n'y a pas de cointégration entre les taux à court terme et ceux à long terme. Les résultats des tests de cointégration des taux d'intérêt sont présentés au Tableau 3. Pour ce qui est des taux d'intérêt à court terme, nous avons pu rejeter, sur la base de tests du type Phillips-Perron, l'hypothèse nulle de racine unitaire pour toutes les paires de taux d'intérêt sauf ceux du papier commercial à 90 jours et des dépôts à 90 jours dans les banques. Les tests ont été effectués à l'aide d'écarts simples des taux d'intérêt, ce qui revient à dire que nous avons imposé des coefficients unitaires aux vecteurs de cointégration. Le non-rejet de l'hypothèse nulle dans le cas du papier commercial à 90 jours et des dépôts à 90 jours dans les banques est difficile à expliquer. Par contre, nous notons que la cointégration des deux taux en question découle indirectement du fait qu'il y a cointégration entre eux et le taux du papier commercial à 90 jours aux États-Unis et celui des dépôts à 90 jours dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire.

Tableau 3
Tests de racine unitaire portant sur les écarts de taux d'intérêt

Variable	$Z(t_\alpha)$	ADF(0)	ADF(12)
B90-R90	-3,151	-3,226	-2,810
B90-F90	-3,958	-3,888	-4,161
B90-RB5	-2,587	-2,244	-2,482
B90-RM5	-2,253	-1,392	-2,233
B90-RUS	-4,468	-4,505	-2,996
R90-F90	-4,489	-4,340	-2,254
R90-RB5	-2,428	-2,346	-2,266
R90-RM5	-1,720	-1,067	-1,854
R90-RUS	-4,830	-4,828	-2,839
F90-RB5	-2,899	-2,666	-2,928
F90-RM5	-2,436	-1,712	-2,643
F90-RUS	-4,745	-4,794	-2,740
RB5-RM5	-2,465	-2,088	-2,917
RB5-RUS	-3,951	-4,029	-2,739
RM5-RUS	-3,738	-3,689	-3,190

La valeur critique avoisine -3,43 au seuil de 5 % et -3,99 à celui de 1 % (Fuller, 1976, p. 373).

Nota : Les variables sont définies dans l'annexe des données. Voir la note du Tableau 2.2 pour les définitions de $Z(t_\alpha)$, ADF(0) et ADF(12).

Les résultats qui précèdent sont basés sur le test de Phillips-Perron, dont les chiffres sont présentés dans la première colonne du Tableau 3. Ils sont corroborés par les tests de Dickey-Fuller améliorés que nous avons administrés aux équations où n'interviennent qu'un nombre limité de retards de la variable dépendante; la deuxième colonne du Tableau 3 concerne un cas où il n'y a aucun retard. Avec un plus grand nombre de retards (la troisième colonne du Tableau présente les résultats de tests avec 12 retards), les résultats appuient assez faiblement l'hypothèse de cointégration. Ceci peut tenir à une diminution de la puissance des tests due à l'estimation d'un plus grand nombre de paramètres de nuisance. Le Tableau 3 présente également des résultats de tests de cointégration entre les taux d'intérêt à court et à long terme. En général, il est impossible de rejeter l'hypothèse nulle que les taux à court et à long terme ne sont pas cointégrés. Un aspect des résultats difficile à expliquer est la cointégration apparente qui existe entre les taux d'intérêt canadiens à long terme et le taux du papier commercial américain à 90 jours (au seuil de 5 % mais non à celui de 1 %), tandis que les taux canadiens à court et à long terme ne semblent pas être cointégrés. Ces résultats s'accordent généralement avec ceux présentés dans l'étude de Boothe (1991), qui utilise un autre ensemble de données.

Étant donné la cointégration des paires de taux d'intérêt à court terme, les mouvements à long terme du taux de rendement propre de M2 et de M2+ suivent de près l'évolution des taux de rendement des actifs concurrents (nous considérons, comme dans les études effectuées sur le sujet à la Banque du Canada, que le taux de rendement propre est bien saisi par le taux des dépôts à 90 jours dans les banques à charte). Puisque la plupart des composantes de M2 et de M2+ sont rémunérées, le coût de renoncement à la monnaie en termes réels est constant à long terme. Il n'est donc pas surprenant que l'addition de ce coût à nos vecteurs de cointégration n'améliore pas de façon significative les relations de demande de monnaie à long terme.

Finalement, nous avons examiné d'autres façons d'imposer un changement structurel au comportement de la vitesse de circulation de la monnaie. McPhail et Caramazza (1990), dans leur étude sur la demande de M2 et de M2+, tiennent compte des changements structurels survenus dans les années 80 en incluant dans leurs régressions une variable muette qui permet une augmentation discrète du taux de croissance de la demande de monnaie entre juillet 1982 et novembre 1984. Nous avons estimé une équation en niveau qui correspond à leur spécification en différences premières, où les encaisses réelles sont la variable dépendante, et les variables explicatives sont les valeurs suivantes : une constante, le PIB, le taux du papier commercial à 90 jours, le taux des dépôts à terme de 90 jours, l'écart entre ces deux taux et la valeur réelle de l'encours des obligations d'épargne du Canada. Nous avons remplacé la tendance déterministe brisée par une variable muette qui augmente linéairement entre juillet 1982 et novembre 1984 pour se stabiliser ensuite au niveau atteint en novembre 1984, ce qui revient à permettre une augmentation du taux de croissance de la monnaie durant cette période.

Les résultats de tests de racine unitaire portant sur les résidus de ces équations de cointégration sont indiqués au Tableau 2.2. Pour ce qui est des équations de M2 et de M2+, les valeurs absolues des statistiques t augmentent considérablement, en comparaison avec celles des tests touchant les écarts de la vitesse de circulation par rapport à une tendance brisée. Étant donné le plus grand degré d'incertitude introduit par l'estimation d'un grand nombre de paramètres libres, nous avons conclu que les données sont compatibles avec notre façon de modéliser le comportement à long terme de la monnaie, à savoir avec une rupture de tendance dans la vitesse de circulation. Or, il conviendra peut-être à l'avenir d'explorer des façons plus sophistiquées de modéliser le changement soudain de la vitesse de circulation qui s'est produit en 1983.

Nous terminons la présente section de l'étude par un résumé des principales conclusions. Les données semblent conforter l'hypothèse de stationnarité de la vitesse de circulation de la monnaie (tant pour M2 que pour M2+) autour d'une tendance déterministe qui contient un saut discret de sa moyenne après le mois de janvier 1983. Les données confirment également l'hypothèse d'une élasticité-revenu de la demande de monnaie égale à un à long terme. Finalement, l'addition de mesures du coût de renoncement à la monnaie aux données n'améliore pas de façon significative les équations de demande de monnaie à long terme. Certains des résultats de cette section sont basés sur des statistiques dont les vraies valeurs critiques ne sont pas connues. Nous considérons que le vrai test de leur validité réside dans le degré de signification des coefficients des termes de correction des erreurs des équations dynamiques présentées dans la section suivante. À la lumière de ces résultats, nous utilisons le premier retard des écarts de la vitesse de circulation par rapport à une tendance brisée comme terme de correction des erreurs dans chacune des équations dynamiques de demande de monnaie. Nous utilisons également le premier retard des écarts entre divers taux d'intérêt comme termes de correction des erreurs pour saisir les effets dynamiques des variations des écarts entre les taux de rendement propres et les taux de rendement des actifs concurrents.

3. Équations de correction des erreurs

Les progrès récents de l'économétrie axée sur les séries chronologiques offrent une stratégie utile pour modéliser l'ajustement dynamique à court terme de la demande de monnaie, tout en permettant le maintien d'un lien cohérent avec le comportement à long terme de cette variable. Les encaisses nominales ont été préférées aux encaisses réelles puisqu'il semble irréaliste de supposer que les premières puissent s'ajuster instantanément à des variations du niveau des prix alors que les secondes s'ajusteraient

graduellement aux modifications d'autres déterminants de la demande de monnaie. Ainsi, nous avons commencé par estimer une spécification «générale», où la première différence du logarithme de M2 (et M2+) est fonction :

- d'une constante;
- de 12 retards de la première différence de l'agrégat monétaire correspondant (en logarithmes);
- de la valeur contemporaine ainsi que de 12 retards de la première différence du logarithme des prix, du logarithme de la production réelle, du taux du papier commercial à 90 jours et du taux des dépôts à terme de 90 jours dans les banques à charte;
- de la valeur contemporaine et d'un retard de la première différence de l'encours réel des obligations d'épargne du Canada;
- de variables muettes servant à saisir les effets que les grèves des postes survenues au Canada en avril et mai 1974, en octobre, novembre et décembre 1975, en novembre 1978 et en juillet et août 1981 ont eus sur le comportement de l'agrégat monétaire;
- de variables muettes servant à saisir des effets saisonniers de fréquence mensuelle;
- d'un terme de correction des erreurs représentant le premier retard de l'écart de taux d'intérêt entre les dépôts à 90 jours et le papier commercial à 90 jours, B90(-1) - R90(-1);
- d'un terme de correction des erreurs représentant le premier retard de l'écart de taux d'intérêt entre les dépôts à 90 jours et les actifs correspondants dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, B90(-1) - F90(-1);
- d'un terme de correction des erreurs reliant la dynamique d'ajustement de court terme à la relation d'équilibre de long terme, exprimé comme le premier retard de l'écart de l'inverse de la vitesse de circulation par rapport à une tendance contenant un saut discret après janvier 1983.

Dans le but de représenter avec plus de parcimonie les relations dynamiques estimées dans le cas de M2 et de M2+ pour les périodes allant de février 1970 à décembre 1988 et de février 1970 à septembre 1989, nous avons repéré tous les paramètres dont les statistiques t étaient inférieures à un en valeur absolue, puis nous avons vérifié si ceux-ci étaient simultanément égaux à zéro. Ayant introduit dans le modèle général plusieurs retards des variables explicatives susceptibles d'être fortement corrélés, nous avons jugé que cette procédure était plus appropriée et moins susceptible de nous amener à supprimer des régresseurs importants et significatifs. Les Tableaux A1 et A2 reproduits en annexe présentent les estimations, par MCO, des représentations parcimonieuses de M2 et de M2+ respectivement[8]. Les statistiques F employées pour tester les hypothèses nulles de non-signification des coefficients des 43 régresseurs de l'équation de M2 et de ceux des 42 régresseurs de l'équation de M2+ étaient suffisamment faibles pour ne pas être rejetées à des seuils de signification de 6 % et de 94 % respectivement. L'élimination d'autres régresseurs superflus n'a pas été tentée, même si une telle élimination était possible.

La technique utilisée dans le texte est fondée sur l'hypothèse que le modèle à l'étude satisfait à certaines conventions qui valident la procédure d'estimation par MCO, au regard de la spécification, du comportement des résidus, de la stabilité du modèle, etc. Ainsi, il est approprié de chercher à établir si le modèle s'éloigne de cet ensemble de conventions, car de telles violations peuvent conduire à des inférences trompeuses et invalider nos résultats. Plusieurs tests de l'adéquation statistique du modèle ont été appliqués sur les spécifications adoptées dans le cas de M2 et de M2+. Il s'agit du test du multiplicateur de Lagrange (LM) pour ce qui est de la dépendance temporelle, χ^2_{sc}; du test RESET portant sur la forme

8 Les résultats des estimations des spécifications générales sont disponibles sur demande.

fonctionnelle et utilisant le carré, le cube et la quatrième puissance de la valeur prédite par le modèle, χ^2_{ff}; du test de normalité des résidus de Jarque-Bera, χ^2_n; d'un test LM touchant l'hétéroscédasticité et basé sur la régression du carré des résidus par rapport au carré de la valeur prédite pour la variable dépendante, χ^2_h; et d'un test ARCH d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive, χ^2_{ARCH}. Un test de Chow portant sur la stabilité des coefficients a aussi été appliqué.

Les résultats de ces tests, ainsi que ceux des estimations, figurent aux Tableaux A1 et A2 reproduits en annexe. À part le test de normalité, aucun autre test de diagnostic ne laisse supposer l'existence de problème important pour ce qui est de la spécification des modèles de correction des erreurs, de l'autocorrélation ou de l'hétéroscédasticité. Comme c'est souvent le cas dans les textes où l'on fait état du test de Jarque-Bera, ce test donne à penser que les résidus de notre spécification ne suivent pas une distribution normale[9]. Cependant, la valeur calculée de la statistique $\chi^2_n(2)$ ne permet pas de rejeter l'hypothèse de normalité des résidus à un seuil de signification de 1 %, pour ce qui est de l'équation de M2+, durant la période allant de février 1970 à septembre 1989. Nous croyons néanmoins que la spécification adoptée est adéquate, étant donné que, pour les autres tests d'adéquation, les valeurs calculées des statistiques n'indiquent pas de problème.

Un test de Chow visant à établir la stabilité des paramètres estimés sur l'ensemble de la période d'estimation a été appliqué en scindant celle-ci en janvier 1982. Les résultats de ces tests pour les équations de M2 et de M2+ ne révèlent pas d'instabilité en ce qui concerne les spécifications choisies[10].

---

9 Un examen des graphiques illustrant l'évolution de ces résidus ne permet pas de croire que le rejet de l'hypothèse de normalité tient à la présence de quelques aberrations statistiques significatives.

10 Puisque des variables muettes interviennent pour saisir les effets des grèves des postes dans la sous-période antérieure à janvier 1982, le test de Chow employé ici diffère quelque peu du test habituel. Supposons que RSS_0, RSS_1 et RSS_2 représentent

Les termes de correction des erreurs IVM2(-1) et IVM2+(-1) (définis chacun comme le retard de l'écart de l'inverse de la vitesse de circulation de M2 et de M2+ par rapport à une tendance brisée) sont affectés de coefficients significatifs et négatifs dans leurs équations respectives. Signalons que ces variables garantissent que la demande de monnaie est homogène du premier degré au regard du niveau des prix et que l'élasticité-revenu de la demande de monnaie à long terme est égale à 1. Ceci est en accord avec les résultats présentés dans la première partie de notre texte. Puisque les coefficients de ces variables sont négatifs, cela signifie que, si la vitesse de circulation observée est inférieure à sa valeur tendancielle (c.-à-d. si le terme de correction des erreurs est positif), la demande nominale de monnaie diminuera, toutes choses égales par ailleurs.

Les estimations ponctuelles des coefficients des termes de correction des erreurs sont d'environ -0,05 et -0,03 pour M2 et M2+ respectivement. Si elles sont interprétées comme des indicateurs de la vitesse d'ajustement de la demande de monnaie vers son niveau d'équilibre de long terme, cela signifie que la majeure partie de l'ajustement dynamique s'effectue en moins de 14 mois pour M2 et de 23 mois pour M2+. Cet indicateur ne doit cependant être considéré que comme une approximation. En effet, la dynamique de court terme que suppose notre spécification est plus complexe, puisque des valeurs retardées des taux de croissance du stock nominal de monnaie, du niveau des prix et du revenu réel influencent également de façon significative

---

chacune la somme du carré des résidus pour l'ensemble de la période, la première sous-période et la seconde respectivement. Supposons aussi que k_i et n_i représentent le nombre de régresseurs et d'observations pour la sous-période i, où i = 1, 2. Ainsi, la statistique calculée pour appliquer le test de Chow est :

$$F = ((RSS_0 - RSS_1 - RSS_2)/k_2)/((RSS_1 + RSS_2)/(n_1 + n_2 - k_1 - k_2))$$

car il n'y a que k_2 régresseurs qui soient communs aux deux sous-périodes.

la vitesse d'ajustement de la demande de monnaie vers sa valeur de long terme. Les simulations, discutées dans la prochaine section, fournissent une évaluation complémentaire de la durée de cet ajustement dynamique. Finalement, le coefficient du terme de correction des erreurs dans l'équation de M2+ est comparable à la valeur légèrement supérieure à 10 % par trimestre estimée par Caramazza, Hostland et Poloz (1990) (voir le Tableau 1)[11].

Le terme de correction des erreurs correspondant à l'écart entre le rendement propre de l'agrégat monétaire et le rendement d'actifs concurrents, tel que mesuré par la variable (B90(-1) - R90(-1)), est statistiquement significatif à un seuil de 17 % dans l'équation de M2 et de 0 % dans celle de M2+. En accord avec la théorie, ce terme dénote l'existence d'un effet positif sur la demande de monnaie. Le seuil de signification assez faible de ce coefficient dans l'équation de M2 pourrait bien être dû à sa multicolinéarité avec la variable (B90(-1) - F90(-1))[12].

Ce terme additionnel de correction des erreurs est, conformément à l'intuition, positif et significatif (à un seuil de 5 %) dans l'équation de M2. Abstraction faite de leurs seuils de signification respectifs, le coefficient de la variable (B90(-1) - F90(-1)) et celui de (B90(-1) - R90(-1)) dans l'équation de M2 sont dans un rapport d'environ quatre à un. Ainsi, si le rendement offert par les banques à charte est plus élevé que celui offert par les sociétés de

---

11 L'inférence reliée au terme de correction des erreurs est compliquée par le fait qu'il incorpore une tendance déterministe linéaire. Nous avons tenté de réestimer le modèle à l'aide des moindres carrés non linéaires au lieu de le faire par la méthode à deux étapes d'Engle et Granger, pour évaluer la robustesse des résultats. Malheureusement, à cause du grand nombre de paramètres qui interviennent dans le modèle, l'algorithme employé n'a pas convergé.

12 Le coefficient de corrélation entre (B90(-1) - R90(-1)) et (B90(-1) - F90(-1)) est égal à 0,68 et 0,71 respectivement pour les périodes allant de février 1970 à décembre 1988 et de février 1970 à septembre 1989.

fiducie ou de prêt hypothécaire sur des actifs comparables, la demande de M2 devrait augmenter. Enfin, le terme de correction des erreurs n'est pas statistiquement différent de zéro dans l'équation de M2+ puisque la substitution induite entre ces actifs comparables est déjà prise en compte au sein de M2+[13].

Les résultats obtenus indiquent aussi clairement que les variations de l'encours réel des obligations d'épargne du Canada (OEC) sont un déterminant important de la dynamique de la demande de monnaie. Si l'on a jugé bon à l'origine d'inclure l'encours des obligations d'épargne dans les équations de demande de monnaie, c'était vraisemblablement pour qu'il y joue le rôle de variable d'approximation de la richesse ou celui de variable d'échelle. L'incidence négative très significative d'une hausse de l'encours des obligations fournit une forte justification empirique pour cette inclusion, mais elle nécessite une explication théorique différente. Nous sommes enclins à accepter les interprétations proposées dans des études antérieures effectuées à la Banque, selon lesquelles augmenter l'encours des obligations, c'est augmenter l'offre d'un actif qui est en concurrence pour l'épargne des ménages[14].

---

[13] Dans d'autres régressions dont le texte ne fait pas état, nous avons exploré la possibilité qu'une substitution entre actifs libellés en dollars canadiens et actifs libellés en dollars américains influe sur la dynamique de la demande de monnaie canadienne. Sous l'hypothèse que le taux de change suit une marche aléatoire, le coût de renoncement aux encaisses de transaction en devises étrangères est simplement mesuré par le taux d'intérêt nominal américain. Posons que RUS est le taux américain du papier commercial à 90 jours. Nous avons trouvé que le terme de correction des erreurs (RUS(-1) - R90(-1)) n'était pas statistiquement significatif. Ceci ne signifie cependant pas que des changements de RUS n'influencent pas la dynamique de la demande de monnaie canadienne. Si les actifs américains et canadiens sont de proches substituts, cette dynamique est alors transmise au moyen des effets des changements que subissent les taux d'intérêt canadiens.

[14] Voir McPhail et Caramazza (1990) et Caramazza, Hostland et Poloz (1990).

Finalement, les variables muettes saisonnières dont les coefficients sont significatifs font croire que le taux de croissance de la demande nominale de M2 et de M2+ est plus élevé pour les deux derniers et les deux premiers mois de l'année, en comparaison avec les autres mois[15]. Sauf durant le dernier mois des grèves survenues en 1975 et en 1981, les grèves des postes ont eu un important effet positif, bien que temporaire, sur la croissance des agrégats monétaires.

4. Prévisions hors période d'estimation et simulations

En nous appuyant sur les estimations des équations relatives à ΔM2 et ΔM2+ pour la période février 1970-décembre 1988, nous avons réécrit les modèles en niveaux et pratiqué des simulations sur la période d'estimation et des prévisions dynamiques au-delà de cette période pour les neuf premières observations de 1989.

Les Figures 4 à 9 reproduites en annexe illustrent la dynamique d'ajustement de la demande de monnaie vers sa valeur d'équilibre à long terme, après une hausse permanente de la valeur de chacune des variables explicatives. Le niveau des prix, le PIB réel et l'encours des obligations d'épargne du Canada en termes réels ont été augmentés de 1 %, et les variables de taux d'intérêt de 100 points de base.

Le Tableau 4 montre les élasticités et les semi-élasticités de long terme de la demande de M2 et de M2+ qui correspondent aux estimations des modèles de correction des erreurs présentées dans les Tableaux A1 et A2

---

[15] Il convient de remarquer que la plupart des variables de notre ensemble de données étaient désaisonnalisées à la source (l'IPC étant la principale exception à cette règle). Ceci donne à penser qu'il peut y avoir de sérieuses lacunes dans les méthodes employées par Statistique Canada pour désaisonnaliser. Des recherches additionnelles sur la demande de monnaie mériteraient d'être entreprises avec des données non désaisonnalisées.

Tableau 4
Élasticités et semi-élasticités de long terme de la demande de monnaie correspondant aux estimations des modèles de M2 et de M2+ avec correction des erreurs (février 1970-décembre 1988)

Variable de la demande de monnaie	M2	M2+
P*	1,00	1,00
Y*	1,00	1,00
OEC*	0,00	0,00
R90**	-1,11	-3,79
B90**	5,28	3,79
[B90 - F90]**	4,17	-

* Élasticité : effet en pourcentage d'une hausse de 1 % de la variable
** Semi-élasticité : effet en pourcentage d'une hausse de 100 points de base de la variable

placés en annexe. Tel que l'impose la spécification des mécanismes de correction des erreurs, les élasticités de long terme par rapport au prix et au revenu sont égales à un. De même, une hausse de l'encours réel des obligations d'épargne du Canada n'exerce qu'un effet temporaire sur la demande de monnaie. Les estimations des semi-élasticités impliquent qu'une augmentation de 100 points de base de R90, variable qui mesure le coût de renoncement à la monnaie, fait baisser M2 de 1,11 % et M2+ de 3,7° %. En revanche, si l'on relève B90 de 100 points de base pour mesurer l'effet du taux d'intérêt propre, cela entraîne une augmentation à long terme de 5,28 % de M2 et de 3,79 % de M2+. Dans le cas de M2, si F90 diminue de 100 points de base, creusant ainsi l'écart entre les rendements d'actifs comparables

des banques à charte et des sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, la demande de M2 augmente de 4,17 % à long terme.

De façon générale, nous avons trouvé que la vitesse d'ajustement de la demande de monnaie vers son niveau d'équilibre de long terme correspond assez bien à ce que laissait prévoir le coefficient de retard de l'écart de l'inverse de la vitesse de circulation par rapport à une tendance brisée. Les Figures 4 à 9 montrent que l'ajustement occasionné par des perturbations qu'on a fait subir aux déterminants de la demande de monnaie est en majeure partie réalisé en deux ans, aussi bien pour M2 que pour M2+. L'ajustement complet est un peu plus long. Nous avons aussi trouvé que M2+ tend à s'ajuster plus lentement que M2.

Environ 90 % de l'incidence qu'une variation du niveau des prix a sur le stock de monnaie survient durant les 12 premiers mois dans le cas de M2 et durant les 16 premiers mois dans celui de M2+. Une hausse de 1 % du PIB réel fait augmenter M2 de 0,87 % après 20 mois et a un effet similaire sur M2+ après 11 mois. Cependant, M2+ dépasse peu après sa valeur de long terme, progressant de 1,11 %, puis redescend légèrement, son augmentation finale se situant à environ 1 %. Une hausse de 1 % de l'encours réel des obligations d'épargne du Canada réduit M2 de 0,09 % après 7 mois, et M2+ d'environ 0,1 % au bout de 10 mois. L'effet de cette hausse est de moins de 0,01 % au bout de 28 mois pour M2 et de 44 mois pour M2+. Une variation de 100 points de base des taux d'intérêt propres et concurrents donne lieu à des ajustements de durées comparables. Par exemple, la demande de M2+ s'accroît de 3 % 28 mois après une hausse de B90, alors qu'elle diminue de 3 % 28 mois après une baisse de R90. Le reste de l'ajustement nécessite un délai supplémentaire de 47 mois.

Les Figures 10 et 11 reproduites en annexe montrent comment les spécifications adoptées se comportent lors des prévisions des niveaux de M2

et de M2+ effectuées au-delà de la période d'estimation, soit durant la première partie de 1989. Aux fins de comparaison, ces graphiques font ressortir les valeurs observées de M2 (et M2+), les valeurs prédites entre janvier 1987 et décembre 1988 (la sous-période d'estimation) et les prévisions dynamiques commençant en janvier 1989. L'écart quadratique moyen de la prévision dynamique pour les neuf observations situées en dehors de la période d'estimation est de 0,004690 pour M2 et de 0,005213 pour M2+. Ceci se compare favorablement avec les chiffres de 0,003184 et de 0,002332, qui sont les écarts quadratiques moyens des valeurs prédites de M2 et de M2+ sur la période d'estimation. Les spécifications que nous avons estimées semblent donc être adéquates.

5. Conclusions

Dans la mesure où le pouvoir explicatif et les propriétés des prévisions de nos équations de demande de monnaie reposent sur une élimination graduelle, mais systématique, des écarts de la vitesse de circulation par rapport à sa tendance de long terme, les décideurs politiques à la Banque du Canada peuvent ne pas trouver les résultats obtenus très encourageants. Nos résultats sont fondamentalement tributaires de l'imposition d'une rupture, en 1983, à la tendance de long terme de la vitesse de circulation. Nous concevons cette rupture comme un événement exogène. Diverses hypothèses ont été proposées afin d'expliquer la brusque réduction dont la demande de M2 et de M2+ a fait l'objet au début des années 80, mais elles sont au mieux des conjectures qui n'ont guère de fondement théorique ni empirique[16]. Il

[16] Des chercheurs de la Banque du Canada [voir McPhail et Caramazza (1990)] ont avancé l'hypothèse que les ménages aient entrepris de consolider leurs avoirs financiers à l'aube des années 80. Il leur semble plausible que les ménages aient diminué la quantité d'avoirs liquides qu'ils détenaient afin de réduire certains de leurs engagements, tels que les prêts hypothécaires. Cependant, les hypothèses de

s'ensuit que l'utilité des équations de demande de monnaie pour la formulation des politiques dépend de la stabilité que la tendance déterministe linéaire de la vitesse de circulation affiche après 1983. Nous ne prétendons nullement que la tendance de la vitesse de circulation soit une relation d'ordre structurel, si bien que toute intention d'exploiter cette relation «stable» est en butte à la critique de Lucas.

Nos résultats laissent sans réponse l'une des plus importantes questions que se pose la Banque : quelle incidence les innovations financières et les refontes législatives auront-elles sur la demande de monnaie dans l'avenir? En l'absence d'un modèle qui endogénéise les changements technologiques qui surviennent dans le secteur financier et le comportement des législateurs, ainsi que les effets de ces variables sur la vitesse de circulation à long terme de la monnaie, cette question ne peut trouver de réponse. Si la Banque souhaite effectuer des prévisions en dehors de la période d'estimation afin de se servir de celles-ci comme outil de politique, elle doit prendre soin de repérer les ruptures «exogènes» qui peuvent se produire à l'avenir dans la vitesse de circulation tendancielle[17]. Puisque les changements technologiques dépendent probablement de facteurs ayant une fréquence inférieure à la fréquence mensuelle des données utilisées dans notre étude, nous ne croyons guère qu'il soit possible d'endogénéiser les effets des innovations financières dans une étude de la dynamique de la demande de monnaie fondée sur des données mensuelles. De plus, la rupture de la

---

comportement susceptibles d'expliquer la chronologie et la permanence de cette consolidation ne sont pas claires.

17 Dans une étude du comportement de la vitesse de circulation de M2 portant sur un long horizon et sur plusieurs pays, Siklos (1989) constate que les effets mesurés de variables servant à saisir les changements d'ordre institutionnel deviennent minimes vers la fin de la période d'estimation retenue. Il conclut que cela reflète le fait que ces variables réussissent de moins en moins bien à refléter le rythme véritable des changements institutionnels.

tendance employée pour modéliser le comportement à long terme de la vitesse de circulation intervient relativement tard dans la période d'estimation. Les résultats des prévisions que nous avons effectuées au-delà de la période d'estimation demeurent assez encourageants, mais les prévisions basées sur notre méthodologie ne sont pas nécessairement très précises, étant donné l'imprécision des estimations de la tendance de la vitesse de circulation après 1983.

Néanmoins, nous croyons que nos résultats représentent une contribution importante au regard des travaux antérieurs effectués à la Banque du Canada sur la demande de M2 et de M2+. Notre méthodologie à deux étapes révèle que les données sont compatibles avec l'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire de la demande de monnaie[18]. Nous croyons que l'interprétation des élasticités de long terme est beaucoup plus claire dans le contexte d'un modèle de correction des erreurs que dans un modèle estimé en différences premières. Dans ce dernier, les élasticités de long terme représentent les effets qu'induit à long terme une modification du taux de croissance d'une variable explicative sur l'accélération de la demande de monnaie. Nos résultats, selon lesquels les taux d'intérêt n'ajoutent aucun pouvoir explicatif significatif aux équations de demande de monnaie de long terme, sont compatibles avec l'existence de relations de cointégration significatives entre les taux d'intérêt à court terme. Puisque les taux de rendement propres suivent de près, à long terme, les taux de rendement des actifs concurrents, les variations des différents taux d'intérêt à court terme n'influencent pas la demande de monnaie à long terme. Les écarts de la vitesse de circulation par rapport à une tendance brisée ont un grand pouvoir

---

[18] Faig (1989) emploie cette technique pour obtenir des estimations de l'élasticité-revenu de la demande de monnaie à l'aide d'équations estimées en différences premières avec des données trimestrielles.

explicatif dans toutes les équations dynamiques de demande de monnaie que nous avons estimées. Nous pensons que l'inclusion d'un processus de correction des erreurs peut jouer un rôle important dans la prévision à court terme et permettre de reconnaître les signes de futurs changements structurels.

Nous n'avons pas tenté de comparer nos spécifications parcimonieuses de la demande de M2 et de M2+ avec celles dont font état des études effectuées à la Banque ces derniers temps, particulièrement McPhail et Caramazza (1990); ce serait comparer des modèles non imbriqués. De plus, étant donné la complexité de la structure de retards de nos équations dynamiques, nous ne nous sommes pas attaqués directement au problème de la simultanéité. Des études ultérieures devraient s'intéresser à cette question. Une approche prometteuse serait de faire intervenir des mesures non désaisonnalisées de l'offre de monnaie et des variables muettes pour estimer l'incidence que les changements subis par les variables explicatives dotées de fortes composantes saisonnières ont sur la demande de monnaie. Cependant, nous croyons que plusieurs des conclusions présentées ici concernant les propriétés à long terme de la demande de monnaie sont robustes au regard des problèmes de simultanéité.

Annexe des données

Nous remercions la Banque du Canada, et spécialement Francesco Caramazza, de nous avoir gracieusement fourni les données brutes utilisées dans cette étude.

Pour simplifier la notation, les noms de variables assignés aux données brutes décrites ci-dessous ont été repris dans le texte. Les variables employées sont toutes exprimées en logarithmes, exception faite des variables muettes et des séries sur les taux d'intérêt.

M2 Agrégat monétaire M2, moyenne des mercredis, données désaisonnalisées, millions de dollars (CANSIM B1630)

M2+ Agrégat monétaire M2+, moyenne des mercredis, données désaisonnalisées, millions de dollars (CANSIM B1633)

P Indice des prix à la consommation, données non désaisonnalisées (CANSIM D484000)

Y PIB en dollars constants (1981), données désaisonnalisées, millions de dollars (CANSIM I32026)

R90 Taux d'intérêt du papier de premier choix à 90 jours des sociétés, moyenne des mercredis, pourcentage annuel (Banque du Canada)

RUS Taux d'intérêt annuel du papier commercial à 90 jours, moyenne des mercredis (Banque du Canada)

B90 Taux d'intérêt annuel des dépôts à terme de 90 jours dans les banques à charte, moyenne des mercredis (Banque du Canada)

F90 Taux d'intérêt annuel des dépôts à terme de 90 jours dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, moyenne des mercredis (Banque du Canada)

RM5 Taux d'intérêt annuel des dépôts à terme de 5 ans dans les banques à charte, moyenne des mercredis (CANSIM B113873)

RB5 Taux d'intérêt annuel des prêts hypothécaires à 5 ans dans les banques à charte, moyenne des mercredis (CANSIM B113872)

OEC Encours réel des obligations d'épargne du Canada = valeur de l'encours nominal divisée par l'IPC. L'encours des obligations en termes nominaux est mesuré par la valeur nominale des obligations en millions de dollars (CANSIM B2406).

P7404 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en avril 1974, à -1 en mai 1974 et à 0 en d'autres mois.

P7405 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en mai 1974, à -1 en juin 1974 et à 0 en d'autres mois.

P7510 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en octobre 1975, à -1 en novembre 1975 et à 0 en d'autres mois.

P7511 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en novembre 1975, à -1 en décembre 1975 et à 0 en d'autres mois.

P7512 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en décembre 1975, à -1 en janvier 1976 et à 0 en d'autres mois.

P7811 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en novembre 1978, à -1 en décembre 1978 et à 0 en d'autres mois.

P8107 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en juillet 1981, à -1 en août 1981 et à 0 en d'autres mois.

P8108 Variable muette représentant la grève des postes. Elle est égale à 1 en août 1981, à -1 en septembre 1981 et à 0 en d'autres mois.

Si Variable muette saisonnière, égale à 1 au mois i, à -1 au mois i+1 et à 0 en d'autres mois. L'indice i prend les valeurs de 1 à 11, correspondant aux mois de janvier à novembre.

Annexe des tableaux

Tableau A1
Estimations par MCO du modèle de demande de monnaie avec correction des erreurs où M2 est l'agrégat monétaire (statistique t entre parenthèses)

	ΔM2	ΔM2
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988 227 observations**	**Févr. 1970-sept. 1989 236 observations**
Constante	0,005609 (4,86)	0,005652 (4,93)
ΔM2(-1)	0,1233 (2,66)	0,1210 (2,63)
ΔM2(-3)	0,1063 (2,16)	0,0916 (1,89)
ΔM2(-6)	0,2608 (5,45)	0,2583 (5,51)
ΔM2(-7)	-0,0783 (-1,68)	-0,0722 (-1,58)
ΔM2(-9)	0,1016 (2,19)	0,1104 (2,42)
ΔM2(-12)	-0,1772 (-3,68)	-0,1645 (-3,45)
ΔP	0,1293 (1,46)	0,1118 (1,28)
ΔP(-2)	0,1353 (1,48)	0,1298 (1,44)
ΔP(-6)	-0,1345 (-1,56)	-0,1227 (-1,44)
ΔP(-7)	-0,2303 (-2,57)	-0,2367 (-2,68)
ΔP(-8)	0,2126 (2,47)	0,2010 (2,37)
ΔP(-10)	0,1946 (2,22)	0,2053 (2,37)

(à suivre)

Tableau A1 (suite)

	ΔM2	ΔM2
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988** 227 observations	**Févr. 1970-sept. 1989** 236 observations
ΔY	0,1627 (3,47)	0,1602 (3,43)
ΔY(-3)	0,0496 (1,09)	0,0583 (1,29)
ΔY(-4)	-0,0950 (-2,13)	-0,1003 (-2,27)
ΔY(-10)	0,1362 (2,85)	0,1346 (2,84)
ΔY(-11)	-0,1031 (-2,29)	-0,1088 (-2,43)
ΔR90(-1)	-0,001590 (-3,62)	-0,001581 (3,62)
ΔR90(-4)	-0,000782 (-1,66)	-0,000709 (-1,51)
ΔR90(-7)	0,001317 (2,72)	0,001307 (2,71)
ΔR90(-9)	0,001087 (2,65)	0,001114 (2,74)
ΔR90(-10)	0,002230 (2,98)	0,001951 (2,65)
ΔR90(-12)	0,000889 (2,24)	0,000845 (2,15)
ΔB90(-3)	0,000903 (1,45)	0,000921 (1,48)
ΔB90(-6)	-0,001431 (-2,29)	-0,001398 (-2,26)
ΔB90(-10)	-0,002882 (-2,92)	-0,002416 (-2,49)

(à suivre)

Tableau A1 (suite)

Variable dépendante	ΔM2 Févr. 1970-déc. 1988 227 observations	ΔM2 Févr. 1970-sept. 1989 236 observations
ΔOEC	-0,0809 (-11,60)	-0,0815 (-11,86)
P7404	0,009463 (2,92)	0,009308 (2,88)
P7405	0,0104 (3,23)	0,0104 (3,23)
P7510	0,005121 (1,59)	0,004989 (1,55)
P7511	0,006029 (1,88)	0,005885 (1,84)
P7811	0,0131 (4,63)	0,01311 (4,64)
P8107	0,005352 (1,84)	0,005272 (1,81)
S3	-0,002393 (-2,73)	-0,002082 (-2,41)
S4	-0,005070 (-4,17)	-0,004981 (-4,18)
S5	-0,007540 (-5,20)	-0,007656 (-5,37)
S6	-0,007708 (-4,80)	-0,00800 (-5,04)
S7	-0,01098 (-6,31)	-0,01119 (-6,46)
S8	-0,01127 (-6,36)	-0,01129 (-6,41)
S9	-0,01148 (-6,65)	-0,01158 (-6,75)

(à suivre)

Tableau A1 (suite et fin)

	ΔM2	**ΔM2**
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988 227 observations**	**Févr. 1970-sept. 1989 236 observations**
S10	-0,01225 (-7,46)	-0,01224 (-7,50)
S11	0,003212 (3,68)	0,003289 (3,78)
B90(-1) - R90(-1)	0,000538 (1,38)	0,000546 (1,43)
B90(-1) - F90(-1)	0,002017 (1,95)	0,001872 (1,84)
***IVM2(-1)**	-0,0484 (-4,12)	-0,0486 (-4,15)
$\bar{R}^2$	0,6822	0,6729
$\hat{\sigma}$	0,003567	0,003566
χ^2_{sc} (12)	7,84	9,00
χ^2_{ff} (3)	4,55	4,45
χ^2_{n} (2)	41,48	31,40
χ^2_{h} (1)	0,28	0,16
χ^2_{ARCH} (12)	13,52	12,98
Test de Fisher - Restrictions imposées au modèle général		
F(43, 138)	1,44	
F(43, 147)		1,40
Test de Chow		
Rupture en janvier 1982		
F(40, 141)	1,26	
F(40, 150)		1,13

* **Nota** : IVM2 est l'écart de la vitesse de circulation de M2 par rapport à une tendance brisée.

Tableau A2
Estimations MCO du modèle de demande de monnaie avec correction des erreurs où M2+ est l'agrégat monétaire (statistique t entre parenthèses)

	ΔM2+	ΔM2+
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988** **227 observations**	**Févr. 1970-sept. 1989** **236 observations**
Constante	0,003813 (3,86)	0,003673 (3,76)
ΔM2+(-1)	0,1824 (3,93)	0,1812 (3,96)
ΔM2+(-3)	0,1242 (2,46)	0,1163 (2,37)
ΔM2+(-6)	0,2409 (4,90)	0,2410 (5,00)
ΔM2+(-9)	0,0849 (1,76)	0,0932 (1,97)
ΔM2+(-12)	-0,1350 (-2,78)	-0,1167 (-2,45)
ΔP(-2)	0,06684 (0,96)	0,05778 (0,84)
ΔP(-7)	-0,2193 (-3,33)	-0,2221 (-3,41)
ΔP(-8)	0,1302 (1,97)	0,1154 (1,77)
ΔP(-9)	-0,05703 (-0,90)	-0,07458 (-1,20)
ΔP(-10)	0,09566 (1,51)	0,1070 (1,71)
ΔP(-11)	0,1225 (1,88)	0,1257 (1,94)
ΔP(-12)	0,1626 (2,64)	0,1707 (2,80)

(à suivre)

Tableau A2 (suite)

	ΔM2+	ΔM2+
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988 227 observations**	**Févr. 1970-sept. 1989 236 observations**
ΔY	0,1399 (4,03)	0,1413 (4,09)
ΔY(-2)	0,03528 (1,01)	0,03483 (1,01)
ΔY(-3)	0,09414 (2,71)	0,1019 (2,97)
ΔY(-10)	0,1172 (3,41)	0,1145 (3,37)
ΔY(-12)	0,0355 (1,09)	0,0403 (1,25)
ΔR90	-0,001437 (-2,51)	-0,001312 (-2,31)
ΔR90(-1)	-0,0009177 (-2,34)	-0,0009116 (-2,35)
ΔR90(-4)	-0,0004348 (-1,29)	-0,0003907 (-1,17)
ΔR90(-6)	0,001127 (1,95)	0,001322 (2,33)
ΔR90(-9)	0,0006576 (2,17)	0,0006912 (2,30)
ΔR90(-10)	0,001121 (2,00)	0,0009037 (1,64)
ΔB90	0,001513 (1,79)	0,001301 (1,55)
ΔB90(-3)	0,0002903 (0,65)	0,0002523 (0,57)
ΔB90(-6)	-0,002154 (-2,59)	-0,002381 (-2,92)

(à suivre)

Tableau A2 (suite)

	ΔM2+	ΔM2+
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988 227 observations**	**Févr. 1970-sept. 1989 236 observations**
ΔB90(-7)	0,001070 (2,39)	0,001095 (2,47)
ΔB90(-10)	-0,001311 (-1,80)	-0,001007 (-1,41)
ΔOEC	-0,06482 (-12,15)	-0,06546 (-12,33)
P7404	0,007026 (2,85)	0,007020 (2,85)
P7405	0,006657 (2,76)	0,006629 (2,76)
P7510	0,004269 (1,82)	0,004127 (1,76)
P7511	0,004634 (2,00)	0,004457 (1,93)
P7811	0,009665 (4,65)	0,009713 (4,68)
P8107	0,004260 (2,00)	0,004136 (1,95)
S2	-0,001537 (-2,41)	-0,001481 (-2,35)
S3	-0,002695 (-3,05)	-0,002429 (-2,79)
S4	-0,005105 (-4,84)	-0,004990 (-4,80)
S5	-0,007712 (-6,60)	-0,007756 (-6,73)
S6	-0,008897 (-7,03)	-0,009276 (-7,43)

(à suivre)

Tableau A2 (suite et fin)

	ΔM2+	ΔM2+
Variable dépendante	**Févr. 1970-déc. 1988 227 observations**	**Févr. 1970-sept. 1989 236 observations**
S7	-0,01092 (-8,27)	-0,001123 (-8,57)
S8	-0,01106 (-8,40)	-0,01121 (-8,54)
S9	-0,01154 (-9,20)	-0,01171 (-9,37)
S10	-0,01260 (-10,71)	-0,01268 (-10,80)
B90(-1) - R90(-1)	0,001095 (4,93)	0,001037 (5,07)
***IVM2+(-1)**	-0,02888 (-3,82)	-0,02955 (-3,91)
$\bar{R}^2$	0,7082	0,7016
$\hat{\sigma}$	0,002620	0,002620
χ^2_{sc} (12)	15,79	14,48
χ^2_{ff} (3)	2,57	2,20
χ^2_{n} (2)	12,06	8,52
χ^2_{h} (1)	0,14	0,02
χ^2_{ARCH} (12)	6,63	7,21
Test de Fisher - Restrictions imposées au modèle général		
F(42, 138)	0,63	
F(42, 147)		0,66
Test de Chow		
Rupture en janvier 1982		
F(41, 139)	1,18	
F(41, 148)		0,94

***Nota :** IVM2+ est l'écart de la vitesse de circulation de M2+ par rapport à la tendance brisée.

Annexe des figures

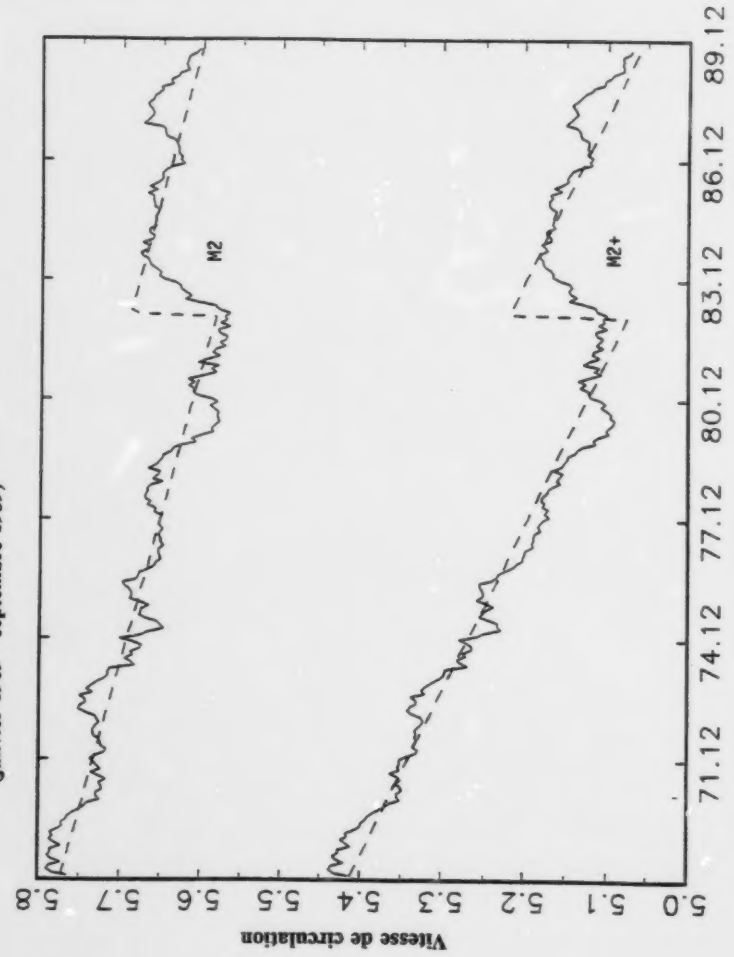


Figure 1 : Vitesse de circulation de M2 et de M2+ au Canada (janvier 1969 - septembre 1989)

Figure 2
Tests de racine unitaire sur les écarts de la vitesse de circulation de M2 par rapport à une tendance brisée

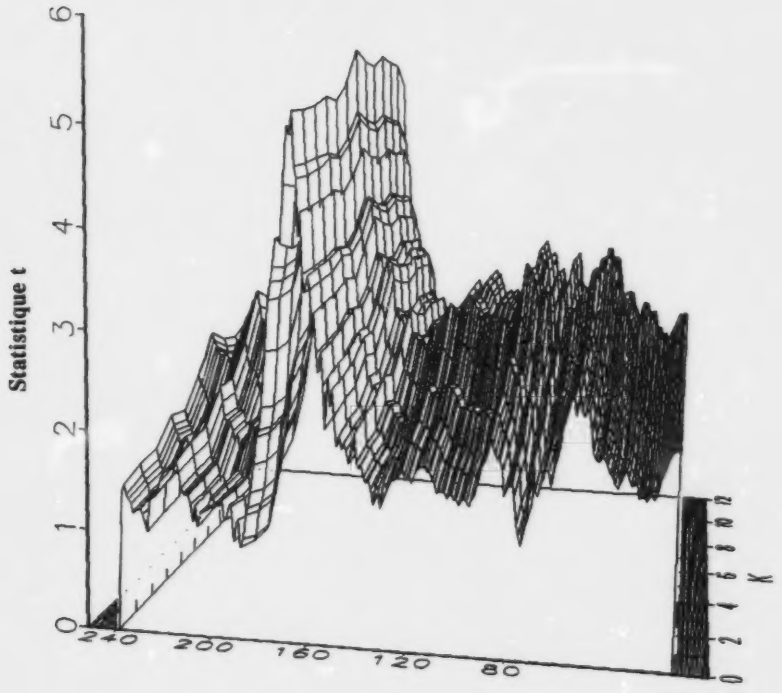


Figure 3
Tests de racine unitaire sur les écarts de la vitesse de circulation de M2+ par rapport à une tendance brisée

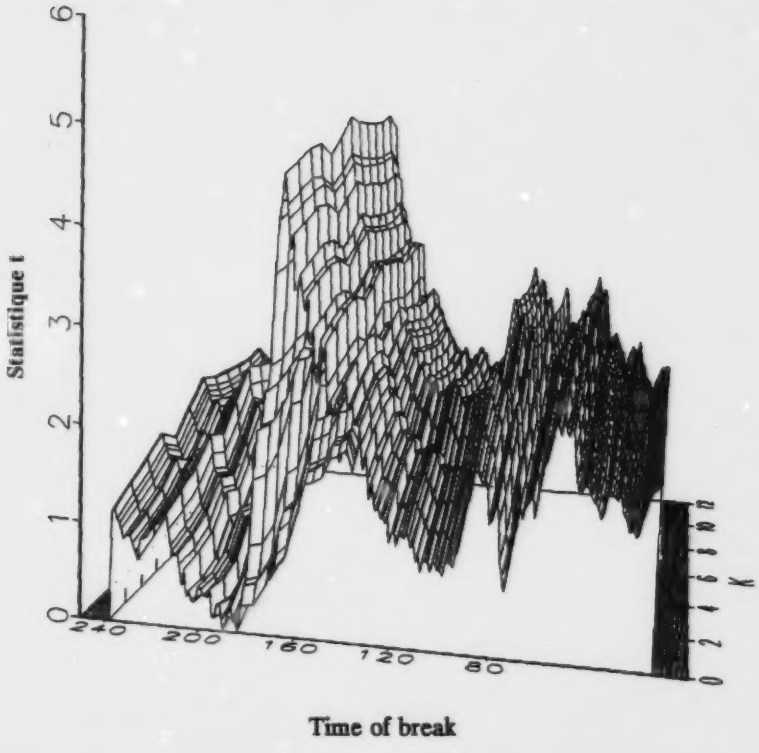


Figure 4
Effet sur M2 et M2+ d'une hausse de 1 % des prix
(___M2; ---- M2+)

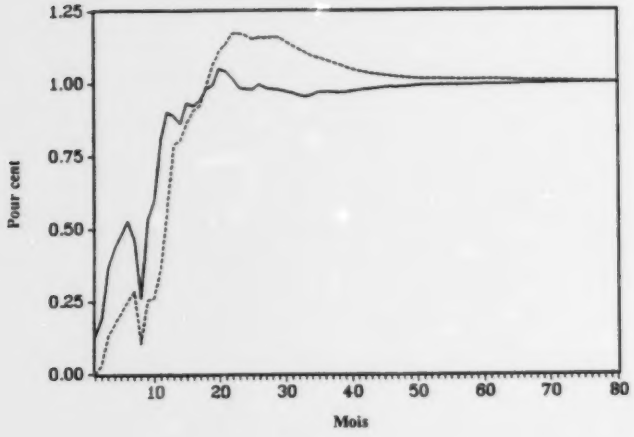


Figure 5
Effet sur M2 et M2+ d'une hausse de 1 % du PIB réel
(___M2; ---- M2+)

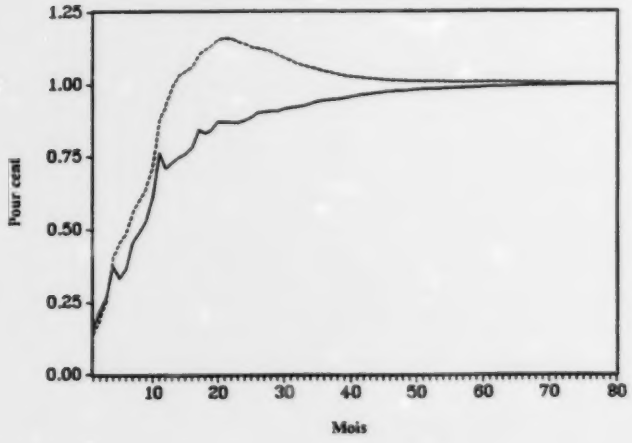


Figure 6
Effet sur M2 et M2+ d'une hausse de 1 % de l'encours réel des obligations d'épargne du Canada
(_____ M2; ---- M2+)

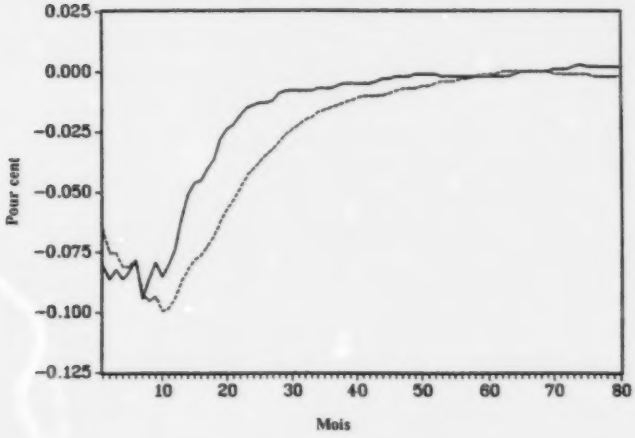


Figure 7
Effet sur M2 et M2+ d'une hausse de 100 points de base de R90
(——— M2; ------ M2+)

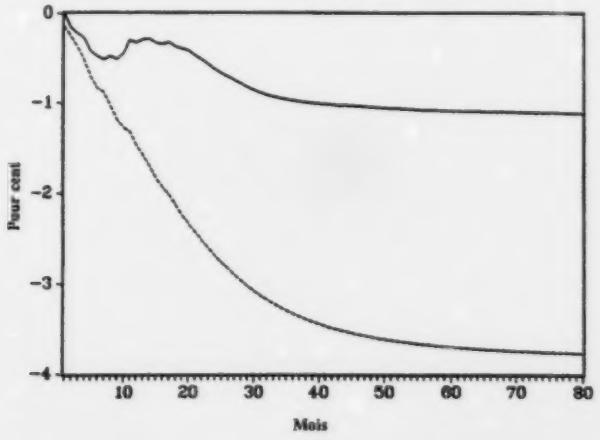


Figure 8
Effet sur M2 et M2+ d'une hausse de 100 points de base de B90
(——— M2; ------ M2+)

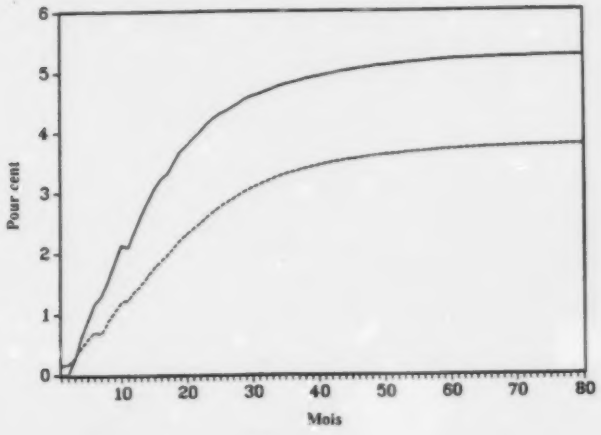


Figure 9
Effet sur M2 d'une hausse de 100 points de base de (B90-F90)

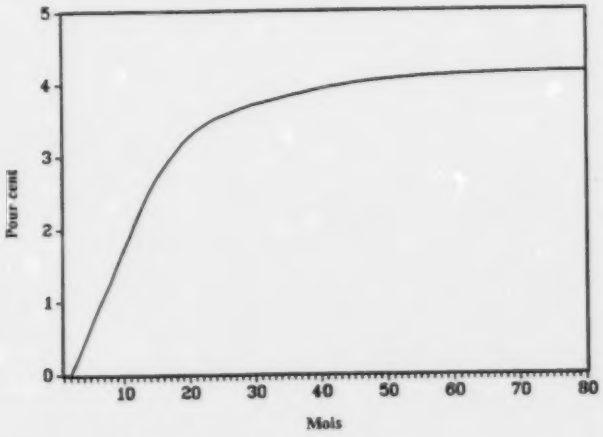


Figure 10
Niveaux observés, prédits et prévus de M2 (janvier 1987-septembre 1989)

——— valeurs observées
------- valeurs prédites sur la base de l'estimation : avant décembre 1988
- - - - prévisions dynamiques : après janvier 1989

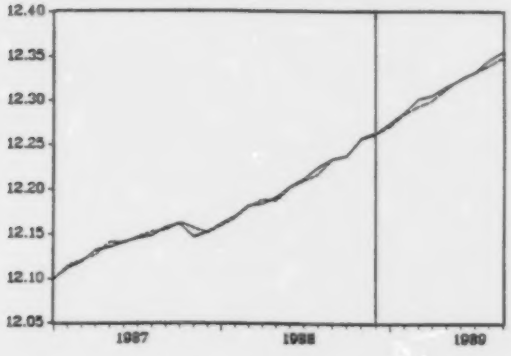
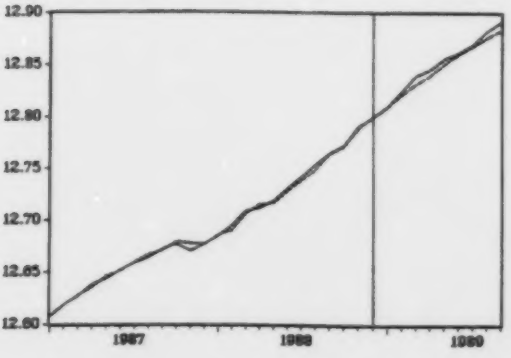


Figure 11
Niveaux observés, prédits et prévus de M2+ (janvier 1987-septembre 1989)

——— valeurs observées
------- valeurs prédites sur la base de l'estimation : avant décembre 1988
- - - - prévisions dynamiques : après janvier 1989



Bibliographie

Ambler, S. (1989). «Does Money Matter in Canada? Evidence from a Vector Error Correction Model», *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, pp. 651-658.

Boothe, P. (1991). «Interest parity, cointegration, and the term structure in Canada and the United States», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 24, pp. 595-603.

Caramazza, F. (1989). «Note technique : la demande de M2 et de M2+ au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, décembre, pp. 3-19.

Caramazza, F., D. Hostland et S. Poloz (1990). «The Demand for Money and the Monetary Policy Process in Canada», *Journal of Policy Modeling*, vol. 12, été, pp. 387-426.

Christiano, L. (1988). *Searching for a Break in GNP*, document de travail n° 2695, National Bureau of Economic Research.

Cooley, T. F. et S. F. LeRoy (1981). «Identification and Estimation of Money Demand», *American Economic Review*, vol. 71, pp. 825-844.

Crawford, A. (1990). «Conciliation de la dynamique des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs», reproduit dans le présent volume.

Dickey, D. et W. Fuller (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Dickey, D. et W. Fuller (1981). «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

Engle, R. et C. Granger (1987). «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.

Engle, R. et B. S. Yoo (1987). «Forecasting and Testing in Co-integrated Systems», *Journal of Econometrics*, vol. 35, pp. 143-159.

Faig, M. (1989). «Seasonal Fluctuations and the Demand for Money», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, pp. 847-861.

Fuller, W. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley, New York.

Hamilton, J. D. (1989). «The long-run behavior of the velocity of circulation: A review essay», *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, pp. 335-344.

Harvey, A. C. (1990). *The Econometric Analysis of Time Series*, MIT Press, Cambridge, 2e éd.

McPhail, K. et F. Caramazza (1990). *La demande de M2 et M2+ au Canada : Quelques résultats récents*, document de travail n° 90-3, Banque du Canada, février.

Muller, P. (1989). *Might Financial Aggregates Still Have a Role in Policy Formulation?*, communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Québec en juin 1989.

Paquet, A. (1989). *Essays on the Macroeconomics of Interest Rates and Inflation*, thèse de doctorat inédite, Rochester University.

Perron, P. (1988). «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.

Perron, P. (1989). «The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, vol. 57, pp. 1361-1401.

Perron, P. (1990). *Further Evidence on Breaks in Macroeconomic Time Series*, polycopie, Princeton University.

Poloz, S. (1980). «Simultaneity and the demand for money in Canada», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 13, pp. 407-420.

Siklos, P. (1989). *Income Velocity and Institutional Change: Time Series Evidence from Five Countries, 1870-1986*, polycopie, Wilfrid Laurier University.

Stock, J. H. (1987). «Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors», *Econometrica*, vol. 55, pp. 1035-1056.

Commentaires

Jean-Marie Dufour

L'étude de Steve Ambler et d'Alain Paquet porte sur la modélisation de la demande de M2 et M2+ au Canada. Les données étudiées sont mensuelles et portent sur la période allant de janvier 1969 à novembre 1989. Les auteurs y explorent les implications d'un certain nombre de concepts et méthodes introduits récemment dans l'économétrie des séries chronologiques : tests de racines unitaires, tendances brisées, cointégration, modèles à correction d'erreurs. Je pense qu'il s'agit là d'un apport fort utile à la littérature sur la demande de monnaie.

À mon avis, les conclusions les plus intéressantes de l'article sont les suivantes :

- **Analyse univariée des différentes séries étudiées :**

  toutes les séries semblent non stationnaires et obéissent à un processus ARMA où le polynôme autorégressif a une racine égale à 1. De plus, une fois différenciées, les diverses séries paraissent stationnaires.

- **Analyse univariée des vélocités de M2 et M2+ :**

  les vélocités semblent stationnaires autour d'une tendance brisée dont le point de rupture se trouve en janvier 1983.

- **Estimation de la demande de monnaie à long terme :**

  après avoir effectué une analyse des séries chronologiques individuelles, les auteurs estiment des équations de demande à long terme (ou relations de cointégration) pour M2 et M2+. Ces équations contiennent comme variables explicatives

le revenu et une tendance linéaire dont les coefficients changent en janvier 1983. Les taux d'intérêt ne semblent pas jouer de rôle dans cette demande.

- **Estimation de modèles à correction d'erreurs :**

  dans la foulée des analyses précédentes, les auteurs estiment des équations de «demande de monnaie» qui ont la forme de modèles à correction d'erreurs. Ces modèles comprennent, comme variables explicatives, des valeurs retardées du taux de croissance de la monnaie, des valeurs présentes et retardées des obligations d'épargne (en dollars constants), de divers taux d'intérêt ainsi que des taux de croissance des prix et du revenu, des variables binaires (saisons, grèves postales) et un terme de correction d'erreurs basé sur la demande à long terme. Sur la base de tests de stabilité du type Chow, cette équation apparaît stable dans le temps.

Malgré l'intérêt de ces résultats, je pense qu'il est important, ici comme ailleurs, de faire une distinction entre innovation et progrès. À cet égard, il y a lieu de formuler plusieurs réserves pour bien interpréter les résultats présentés ici. Mes commentaires porteront sur les trois thèmes principaux de l'article : 1) les tests de racines unitaires; 2) l'estimation des demandes à long terme; 3) les modèles à correction d'erreurs.

Tests de racines unitaires

Les tests de racines unitaires sur les séries individuelles et la vélocité de la monnaie (tableaux 1 et 2) sont les tests Phillips-Perron et Dickey-Fuller corrigé. Les auteurs se réfèrent à Perron (1988) pour la description des tests de Phillips et Perron. Ces tests sont basés sur une correction «nonparamétrique» de l'autocorrélation. Schwert (1989) a récemment démontré, par une étude de simulation, que cette approche conduit à des tests très peu fiables qui, dans certains cas, rejettent l'hypothèse soutenue beaucoup trop souvent et, dans d'autres, pas assez souvent (perte de puis-

sance). Par exemple, même avec un échantillon de grande taille (n=250) qui suit un processus de la forme

$$y_t - y_{t-1} = u_t - \theta u_{t-1},\ u_t \overset{i.i.d.}{\sim} N\ [0,\sigma^2]$$

l'un de ces tests $[Z_{rr}(\ell_{12})]$, dont le niveau nominal est 0,05, rejette l'hypothèse nulle avec probabilité 1,00 lorsque $\theta = 0{,}8$ et avec probabilité 0,014 lorsque $\theta = -0{,}8$ [voir Schwert (1990), Tableau 4]. Par conséquent, on ne peut rien conclure de tels tests, à tout le moins sans une investigation beaucoup plus poussée de la structure des processus sous-jacents. Les tests corrigés de Dickey-Fuller (1979, 1981) et Saïd-Dickey (1984), qui sont basés sur une correction «paramétrique» de l'autocorrélation, paraissent beaucoup plus fiables (sans être, bien sûr, parfaitement satisfaisants) pourvu que l'ordre du processus autorégressif utilisé soit suffisamment grand.

Il existe une incohérence entre les conclusions tirées sur la structure de M2 et Y, et celles sur la structure de la vélocité Y - M2 (les variables sont en logarithmes). Les auteurs concluent que les variables M2, M2+ et Y sont stationnaires après différenciation, ce qui implique que les moyennes de Y - M2 et Y - M2+ sont constantes. D'autre part, ils concluent que les vélocités Y - M2 et Y - M2+ sont stationnaires autour d'une tendance linéaire qui change en 1983 : ceci implique que les moyennes de Δ(Y - M2) et Δ(Y - M2+) ne peuvent être constantes. Si l'on admet ce résultat, il faut conclure que soit ΔY soit ΔM2 est non stationnaire, et de même pour ΔY et ΔM2+. Il aurait certainement été désirable que les auteurs réexaminent leurs résultats pour les rendre cohérents entre eux.

Demande de monnaie à long terme

Le recours à des variables binaires dans une équation économétrique et encore plus l'utilisation d'une tendance brisée est rarement une solution

satisfaisante. Dans la mesure où des «sauts» sont inexpliqués, de telles variables masquent simplement l'absence de certaines variables manquantes. Au tableau 3a, on constate que la demande de monnaie a soudainement baissé autour de 1982-1983. Comment croire que ce mouvement n'avait rien à voir avec celui des taux d'intérêt, variable qui a précisément été exclue de l'équation de demande? Je pense que les auteurs devraient explorer davantage cette possibilité, en permettant notamment des effets non linéaires.

Il est important de noter que les résultats du tableau 3a sont délicats à interpréter du point de vue statistique. Premièrement, comme ce ne sont pas toutes les variables de l'équation qui sont intégrées (par exemple, la variable binaire), il n'est pas clair que les propriétés de superconvergence justifiant l'utilisation d'une procédure en deux étapes (pour le modèle à correction d'erreurs) tiennent ici; voir Stock (1987) sur ce genre de question. Deuxièmement, étant donné la présence de variables binaires, il faudrait faire des hypothèses supplémentaires sur la forme du changement de régime pour trouver une distribution asymptotique.

Modèles à correction d'erreurs

Comme il a été mentionné plus haut, dans la mesure où il n'est pas clair que tous les coefficients de l'équation de demande à long terme convergent à un rythme plus rapide que $\sqrt{n}$, les statistiques t présentées avec cette équation peuvent être affectées par un problème assez courant d'erreurs sur les variables. Ce type de problèmes conduit habituellement à une surestimation du caractère significatif des résultats [Pagan (1984, 1987)].

La méthode utilisée pour simplifier l'équation en enlevant les variables dont les statistiques t sont inférieures à 1 ne conduit pas en général à une estimation convergente du modèle. Il aurait été préférable ici d'utiliser un critère d'information convergent, tel le critère de Schwarz ou celui de Hannan-Quinn.

Bibliographie

Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1981). «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

Pagan, A. R. (1984). «Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors», *International Economic Review*, vol. 25, pp. 221-247.

Pagan, A. R. (1987). «Two stage and related estimators and their applications», *Review of Economic Studies*, vol. 53, pp. 517-538.

Perron, P. (1988). «Trends and Random Walks in Macro-economic Time Series: Further Evidence from a New Approach», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.

Phillips, P. C. B. (1987). «Time series regressions with unit roots», *Econometrica*, vol. 55, pp. 277-302.

Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.

Saïd, S. E. et D. A. Dickey (1984). «Testing for a Unit Root in Autoregressive - Moving Average Models of Unknown Order», *Biometrika*, vol. 71, pp. 599-607.

Schwert, G. W. (1989). «Tests for Unit Roots: a Monte Carlo Investigation», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, pp. 147-159.

Stock, J. H. (1987). «Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors», *Econometrica*, vol. 55, pp. 1035-1056.

Commentaires

Steve Poloz

J'ai lu le document d'Ambler et Paquet avec plaisir. Il faut leur savoir gré de s'être attaqués à un sujet assez difficile et d'avoir quand même produit un document qui se lit assez facilement.

Les auteurs se penchent sur ce que je considère comme un très vieux problème - pour tout dire, c'était déjà un vieux problème lorsque j'y ai consacré ma thèse de premier cycle! - et mettent à contribution une batterie de tests sophistiqués dans l'espoir d'obtenir quelques résultats utiles. Si les techniques utilisées sont de tout premier ordre, dans certains cas leur application laisse à désirer. La plupart du temps, cela est dû au fait que ces techniques sont utilisées au-delà de leurs limites établies; toutefois, il importe à mon avis que l'on examine ce qui se serait passé si les auteurs avaient tiré des inférences contraires dans ces cas-là.

Le document comporte un nombre frappant de cas où les données ont été jugées «à peu près compatibles» avec une hypothèse donnée et où les paramètres ont été qualifiés d'«assez significatifs», en particulier lorsque ces inférences sont retenues dans l'hypothèse de base pendant que l'on teste une autre variante. Cela étant, on est bien obligé de s'interroger sur les conclusions qui peuvent réellement être dégagées de la recherche.

Examinons rapidement la série d'inférences présentées dans le document et voyons ce qui a effectivement été démontré.

- *Les niveaux des séries étudiées ont des racines unitaires.* Ce résultat, que fait habituellement ressortir un graphique, n'a rien d'étonnant

pour la plupart d'entre nous; les auteurs se sont assurés de façon informelle que ce résultat n'est pas dû à des changements structurels.

- *Les différences premières sont stationnaires.* Il s'agit là encore d'un résultat relativement bien connu.

- *La vitesse de circulation de M2 et de M2+ contient une racine unitaire.* C'est ce qui ressort du graphique, lequel présente toutefois un point de rupture au cours de la période considérée. Après quelques recherches, on définit une «tendance brisée», autour de laquelle les écarts de la vitesse de circulation sont jugés stationnaires.

À ce stade, j'aurais été préoccupé par la validité de la notion de vitesse de circulation retenue. Les auteurs se demandent si l'élasticité-revenu de la vitesse de circulation doit être fixée à un. Ils effectuent quelques régressions qui donnent à croire le contraire, mais ils soutiennent qu'il est difficile dans ce cas de tirer des conclusions claires. Même si l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire est un peu plus fortement rejetée quand on permet à l'élasticité-revenu d'être différente de l'unité, ils demeurent sceptiques et concluent que les résultats sont «à peu près compatibles» avec une élasticité-revenu égale à un. Ce résultat est incorporé dans la suite de leurs recherches.

Or, il s'agit à mes yeux d'une déduction cruciale, qui ne devrait pas être prise à la légère. Un examen des graphiques illustrant la vitesse de circulation révèle qu'il existe peut-être une élasticité-revenu unique, différente de un, pour laquelle la vitesse de circulation serait stationnaire. Étant donné que les auteurs traitent de la monnaie définie au sens large, je ne vois aucune raison de retenir a priori une élasticité égale à l'unité.

Un raisonnement du même genre sert à démontrer que les taux d'intérêt ne doivent pas entrer dans l'équation de demande de monnaie à long terme. Essentiellement, les auteurs constatent qu'une série de résidus ne contient pas de racine unitaire et que l'ajout de variables supplémentaires ne modifie pas ce résultat, de sorte qu'ils jugent les données «compatibles» avec

l'exclusion des taux d'intérêt. Cela n'a pas manqué de m'étonner, étant donné que M1 est assez sensible aux taux d'intérêt et représente quelque 15 % de M2 et 10 % de M2+.

À cet égard, je me demande pourquoi les auteurs ne considèrent pas comme permanent l'effet que les variations de l'encours des obligations d'épargne du Canada ont sur les encaisses. À mon avis, ils auraient dû les inclure dans le vecteur de cointégration. Cette omission influe indéniablement sur les autres déductions tirées par les auteurs.

Ces derniers estiment ensuite un modèle de correction des erreurs se rapportant aux encaisses nominales. J'aime leur façon de procéder en deux étapes seulement, au lieu d'effectuer plusieurs itérations.

Le résultat à retenir, en l'espèce, est que l'écart de la vitesse de circulation par rapport à la tendance brisée est assorti d'un coefficient significatif dans la régression. Cela signifie qu'il y a correction des erreurs - c'est-à-dire qu'il existe un processus d'ajustement qui nous ramène à une courbe tendancielle de régime permanent. Néanmoins, je ne suis pas absolument certain de ce résultat. Il faut noter que le déplacement de la demande de monnaie intervenu en 1982-1984 - durant ce qu'on appelle la période de «consolidation» - est capté par la tendance brisée. Autrement dit, la vitesse de circulation converge vers celle-ci en régime permanent. Comme nous savons que des équations de demande de M2 et de M2+ doivent être à même de rendre compte de ce déplacement pour qu'on les juge satisfaisantes et que, en l'occurrence, c'est le terme de correction des erreurs qui leur permet de le faire, nous ne devrions pas nous étonner que le coefficient de ce dernier soit statistiquement significatif. Si l'on avait fait intervenir dans le modèle une variable distincte pour représenter le déplacement, on aurait été mieux en mesure de déterminer si le rôle du terme de correction des erreurs est vraiment significatif. Cela aurait peut-être eu

pour effet particulier d'influencer sensiblement l'estimation de la «vitesse d'ajustement» effectuée par les auteurs.

Si je compare avec ce que j'ai vu jusqu'ici, les simulations faites à l'aide des modèles retenus reproduisent très bien les données pour l'année 1989. Si nous devions juger ceux-ci d'après ce seul critère, il faudrait complimenter les auteurs. Ce qui me préoccupe toutefois, c'est que les questions fondamentales que soulève la demande de monnaie - à savoir l'élasticité-revenu, l'élasticité-taux d'intérêt, la présence ou non d'homogénéité des prix à long terme, l'importance de la substitution entre les devises, la présence ou non de simultanéité, etc. - restent sans réponse.

On serait tenté de dire que, à mesure que nos tests se perfectionnent, nous prenons davantage conscience de l'ampleur de notre ignorance concernant les relations économiques fondamentales. Cela n'est rassurant qu'en ce sens qu'une meilleure prise de conscience devrait réduire les possibilités d'erreurs de la part des décideurs.

Discussion générale

Apostolos Serletis demande s'il est approprié d'effectuer des tests de cointégration à partir de données mensuelles, étant donné que la cointégration concerne les relations à long terme entre les variables de taux d'intérêt. Il se demande également si la conclusion d'Ambler et Paquet, selon laquelle la vitesse de circulation est stationnaire autour d'un point de rupture de la tendance au début des années 80 serait corroborée par des données trimestrielles. En guise de réponse, Paquet se dit d'avis que, même si les propriétés dynamiques de modèles mensuels de demande de monnaie sont susceptibles de différer de celles de modèles trimestriels, si la cointégration existe dans un modèle mensuel, elle sera, en principe, aussi présente dans un modèle trimestriel.

Serletis relève également que l'IPC, la variable de prix utilisée dans le modèle d'Ambler et Paquet, est beaucoup plus sensible aux variations du taux de change et peut présenter des propriétés à long terme (deux racines unitaires au lieu d'une) différentes de celles de l'indice implicite des prix du PIB. Il demande si les auteurs ont estimé leur modèle à l'aide de cette autre variable de prix. Steve Ambler répond qu'on ne dispose pas de données mensuelles pour l'indice implicite des prix du PIB et qu'il préfère se servir de l'IPC plutôt que d'une interpolation mensuelle de l'autre indice.

Pierre Fortin revient à la question de l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au revenu à long terme, qui a été soulevée par Steve Poloz dans sa discussion des résultats obtenus par Ambler et Paquet. Il demande si l'élasticité à long terme de un a été imposée par suite de considérations d'ordre théorique ou si les auteurs ont estimé des modèles de correction des erreurs dans lesquels cette contrainte est relâchée. Ambler

répond qu'aucune équation dynamique n'a été estimée sans cette contrainte, étant donné que, à la première étape de leurs résultats, l'analyse de cointégration indique que la vitesse de circulation est stationnaire (autour d'une tendance brisée). Son collègue et lui ne considèrent pas une élasticité-revenu à long terme de un comme une exigence théorique, mais il souligne qu'il est difficile de tester cette contrainte à cause de la théorie de la distribution non normale dont il faut tenir compte. Cependant, ajoute-t-il, les progrès récents dans le domaine économétrique qui permettraient le test de cette contrainte méritent d'être pris en compte.

Charles Freedman demande quels types de facteurs basés sur la théorie du portefeuille permettent d'expliquer la tendance à la baisse de la vitesse de circulation de M2 au cours des 25 dernières années (par exemple les tendances des écarts de taux d'intérêt ou l'expansion des bilans). Ambler répond que le changement technique et l'innovation financière constituent une explication possible de la tendance. Il signale que, dans le cas de M1, à en juger par de récents travaux de Pierre Siklos portant sur une période beaucoup plus longue, certaines variables d'approximation de ces effets ont certes semblé expliquer une partie de la tendance au début du siècle, mais elles donnaient des résultats moins satisfaisants au cours de la période récente.

Charles Adams demande si, à part les séries sur la vitesse de circulation, aucune autre série n'a fait l'objet de tests formels visant à déceler une rupture dans la tendance; il souligne que des observations de ce genre fourniraient peut-être un indice au sujet des causes fondamentales du changement de la vitesse de circulation repéré par les auteurs. Ambler répond qu'aucun test formel visant à déceler une rupture de tendance dans d'autres séries n'a été effectué, bien que des éléments visuels et informels,

comme le profil de la somme cumulative des carrés des résidus aient été examinés.

Charles Freedman fait remarquer qu'il est difficile de savoir si le changement qu'a affiché la vitesse de circulation au début des années 80 correspond à un changement permanent de son niveau ou de son taux de croissance. Ambler rétorque qu'une telle déduction est fragile, mais que les résultats que Paquet et lui ont obtenus indiquent une modification permanente de niveau, avec un retour au taux de croissance antérieur au point de rupture.

Pierre Duguay émet l'opinion que la date à laquelle est survenue la rupture varie sans aucun doute avec la méthode utilisée pour éliminer la tendance dans la vitesse de circulation et que, si une tendance non linéaire (par exemple, l'inverse d'un indice temporel) était utilisée, c'est peut-être l'évolution de la vitesse de circulation à la fin des années 70 et au début des années 80 qui paraîtrait inhabituelle, plutôt que la tendance à la hausse décelée en 1982-1984. Bruce Montador se demande également si le point de rupture dans la vitesse de circulation de M2 découle du fait que les cibles liées à M1 ont été abandonnées au début des années 80.

Pierre Fortin fait valoir qu'il serait intéressant de voir si le fait de laisser la composante réelle des taux d'intérêt nominaux et la composante représentant une prime à l'inflation exercer des effets distincts sur la demande de monnaie pourrait contribuer à donner une certaine interprétation économique au changement de la vitesse de circulation. Daniel Racette relève que la rupture dans la tendance de la vitesse de circulation s'est produite à peu près au moment où l'inflation avait sensiblement diminué. Le problème de «rentrée» qui en a résulté (une inflation plus faible et des taux d'intérêt nominaux moins élevés entraînant une augmentation des encaisses réelles demandées) aurait dû entraîner un déplacement à la baisse, plutôt qu'à

la hausse, de la vitesse de circulation à ce moment-là. Peter Howitt fait observer que la *demande* réelle de M2 pourrait augmenter dans un cas pareil, mais que les données pourraient ne pas le montrer si l'*offre* avait diminué (c'est-à-dire si on n'avait pas cherché à répondre à cet accroissement de la demande). Charles Freedman soutient que le problème de «rentrée» se pose effectivement pour la demande de M1, qui est assez sensible aux taux d'intérêt, mais non dans celui de la demande de M2, sur laquelle une variation du niveau général des taux d'intérêt a un effet négligeable.

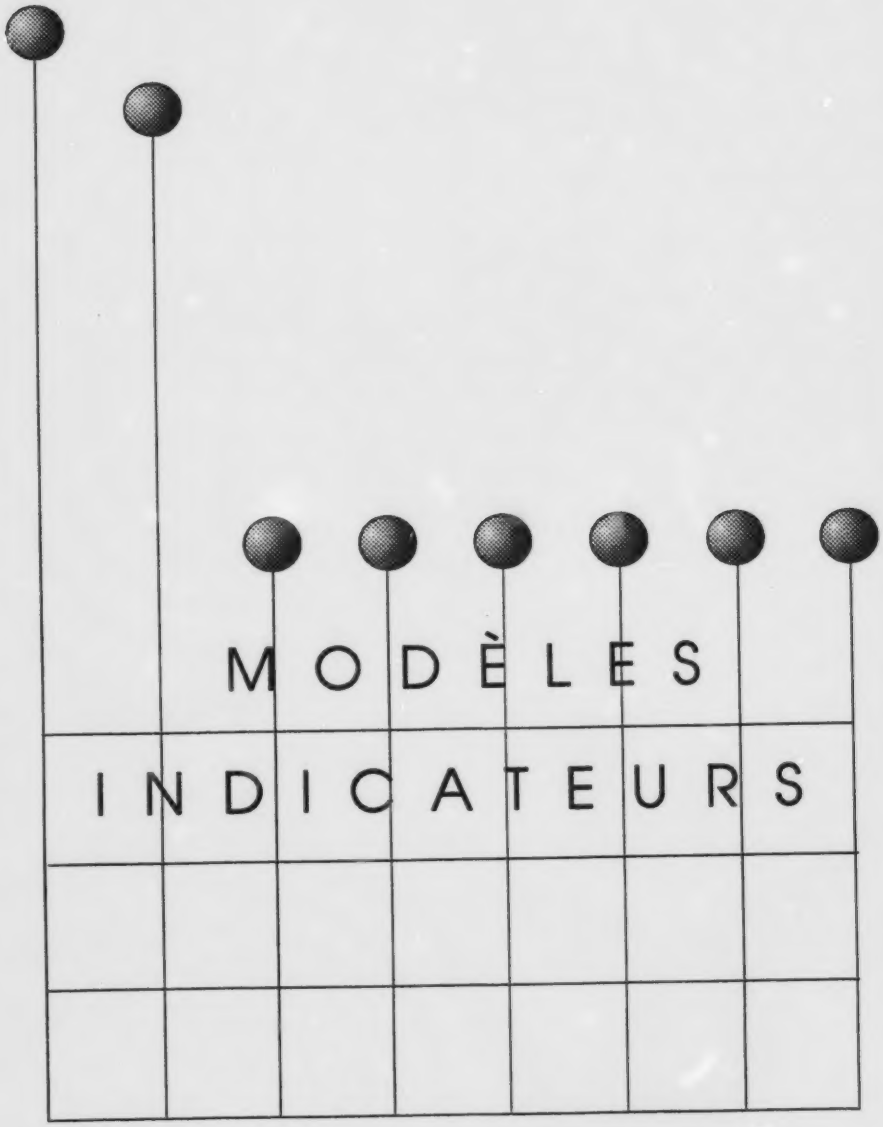
John Murray note que, en raison de l'hétérogénéité de leurs composantes, les agrégats M2 et M2+, établis par simple sommation, ne présentaient qu'un intérêt théorique limité. Il a ajouté que les problèmes d'agrégation qui en résultent font qu'il n'est peut-être pas très rentable de consacrer beaucoup d'efforts à l'explication des petites «variations» d'agrégats monétaires ayant un lien aussi douteux avec les applications de la théorie économique (il a toutefois noté que, dans un monde en constante transformation et en pleine innovation financière, les agrégats de Divisia, qui sont plus séduisants sur le plan théorique, donneraient peut-être lieu à des problèmes d'interprétation analogues).

Gregor Smith demande si l'hypothèse de cointégration est corroborée par les résultats empiriques des modèles de demande de monnaie fondés sur les indices de Divisia ou sur des agrégats plus étroits, comme M1. Doug Hostland réplique que, lorsqu'on étudie une période d'observation beaucoup plus longue, les résultats obtenus confirment l'hypothèse de cointégration de M1 jusqu'en 1980 environ, date à laquelle cet agrégat a subi d'importantes variations sous l'effet des innovations financières. On ne dispose cependant d'aucune preuve de la stationnarité de la vitesse de circulation de M1A, agrégat un peu plus large qui englobe ces variations. Hostland indique également que, dans le cas de M2, la *Loi sur les banques* de

1967 avait sensiblement modifié le comportement de la vitesse de circulation. On ne dispose d'indices de Divisia qu'à partir de 1968, de sorte que, dans le cas des agrégats qui s'y rapportent, on ne possède pas de données sur la période d'observation plus longue.

Paul Boothe est d'avis que la vitesse de circulation doit être stationnaire. Steve Ambler et Pierre Duguay sont de l'avis contraire, soutenant que la vitesse de circulation est largement fonction du changement technique, comme il ressort des innovations financières (les nouveaux instruments de dépôt par exemple), et que ce changement est aléatoire et se produit soudainement. Ambler ajoute que l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire pourrait être empiriquement difficile à distinguer de celle de la stationnarité tendancielle, qui est soumise à des chocs aléatoires occasionnels entraînant des déplacements permanents. Duguay signale que les changements d'ordre législatif, tels que ceux de la *Loi sur les banques* de 1967, contribuent aussi à des variations permanentes de la vitesse de circulation.

Simon Van Norden signale que, si les données présentent suffisamment de bruit passager (par exemple, une erreur de mesure), les tests de Phillips-Perron peuvent amener à conclure à tort à l'existence d'une cointégration. Ambler convient que, dans le cas d'un nombre fini d'observations, cela peut constituer un problème.


MODÈLES
INDICATEURS

L'INFORMATION VÉHICULÉE PAR LES AGRÉGATS FINANCIERS AU COURS DES ANNÉES 80

Patrice Muller*

Introduction

Il est souvent fait mention dans la littérature économique et dans la presse financière, particulièrement aux États-Unis, d'une rupture dans la relation traditionnelle entre la dépense totale et les agrégats financiers conventionnels survenue à la fin des années 70 et au début des années 80. Les raisons qui sont le plus souvent données pour expliquer cette cassure sont les innovations financières et la déréglementation de l'industrie financière au cours de cette période[1].

Au Canada par contre, la législation et la réglementation financières n'ont pas été modifiées de façon importante au début de la dernière décennie. Les innovations financières qui s'y sont produites ne reflétaient donc pas un ajustement de l'industrie financière à un changement du cadre juridique, mais ce phénomène était plutôt une série de réactions spontanées à différents

---

1 Voir Akhtar (1983) pour un survol des effets des innovations financières sur la demande de la monnaie dans les principaux pays industrialisés. Il est à noter cependant que des travaux récents de Darby, Mascaro et Marlow (1989), Lucas (1988), Poole (1988) et Rasche (1987) tendent à montrer que dans certains cas, et contrairement aux résultats d'études antérieures, la relation traditionnelle entre les agrégats monétaires et la dépense nominale ne semble pas avoir été brisée au début des années 80.

* *Dans la préparation de cette étude, l'auteur a bénéficié de recherches effectuées au département des Études monétaires et financières, entre autres par Allan Crawford, Doug Hostland, Leslie Milton, Richard Laver, Steve Poloz et Paul Storer. Il tient à remercier Pierre Duguay, Charles Freedman, David Longworth et tous ses autres collègues pour leurs commentaires et encouragements, ainsi que Rodney Schmidt et Brian Ridgeway pour leur assistance technique.*

facteurs tels que des taux d'inflation et d'intérêt élevés, des progrès technologiques rapides dans la production de services financiers et une concurrence accrue entre les différents secteurs de l'industrie financière (Freedman, 1983).

Cependant, même si les changements n'ont été que graduels, la relation entre certains agrégats financiers et la dépense totale au Canada a connu quelques tensions, comme le montre l'évolution de la vitesse de circulation de différents agrégats de la monnaie et du crédit (Graphiques 1 à 4).

Parmi les nombreuses innovations financières ayant affecté la stabilité de la relation entre les divers agrégats financiers des comptes de chèques à intérêt quotidien et des dépôts d'épargne à intérêt quotidien non transférables par chèques et la dépense totale, on peut citer :

- l'écart enregistré durant la première moitié de la décennie entre les taux des comptes à intérêt quotidien assortis de droit de tirage de chèques et des comptes d'épargne sans droit de tirage de chèques. Cela a réduit, dans une certaine mesure, la demande d'éléments constitutifs de M1. En raison de l'impossibilité de prévoir ces changements, la Banque du Canada a cessé d'annoncer une cible de croissance formelle pour M1 en novembre 1982 (Banque du Canada, 1983).

- la restructuration des bilans effectuée par les entreprises et les ménages au cours de 1982-1984. Au cours de cette période, les agents économiques semblent avoir utilisé en partie leurs avoirs liquides, y compris leurs dépôts bancaires, pour réduire leurs dettes (Banque du Canada, 1985). Cela a eu pour conséquence de réduire de façon permanente la demande pour M2 (McPhail et Caramazza, 1990) et le niveau des agrégats du crédit aux ménages et aux entreprises.

- la croissance rapide de la dette publique et la réduction parallèle des frais de courtage associés à l'achat de bons du Trésor par les ménages.

Ce phénomène a entraîné un certain déplacement des avoirs liquides[2] des ménages en faveur des bons du Trésor et des obligations d'épargne du Canada et aux dépens des dépôts dans les institutions financières (Tableau A1.1 à l'Annexe 1).

- le recours accru au marché des capitaux à court terme (papier commercial et acceptations bancaires) plutôt qu'aux prêts bancaires au cours de la deuxième moitié de la décennie (Tableau A1.2 de l'Annexe 1). Cela a atténué la nécessité pour les banques d'attirer des dépôts, surtout les gros dépôts.

Alors que certaines des innovations financières ont principalement affecté la répartition des dépôts entre les différents agrégats monétaires (leurs effets se limitant aux agrégats au sens le plus large)[3], d'autres semblent avoir eu pour effet de réduire la demande des services fournis par les intermédiaires financiers. En d'autres mots, la demande de crédit bancaire et parabancaire et la demande de dépôts auprès d'intermédiaires financiers auraient baissé conjointement par suite de ces innovations.

L'effet net de toutes ces innovations financières au cours des années 80 a été de réduire la part de M1 dans les agrégats monétaires au sens large et de réduire la part des agrégats monétaires au sens large dans un agrégat plus large de liquidités regroupant tous les dépôts auprès des institutions financières et tous les effets à court terme publics et privés non détenus par les institutions financières (Tableau 1 et Graphique 5).

En raison de l'instabilité de la relation entre la dépense totale et les divers agrégats financiers, ces derniers n'auraient plus de rôle à jouer dans la formulation de la politique monétaire selon certains économistes[4].

---

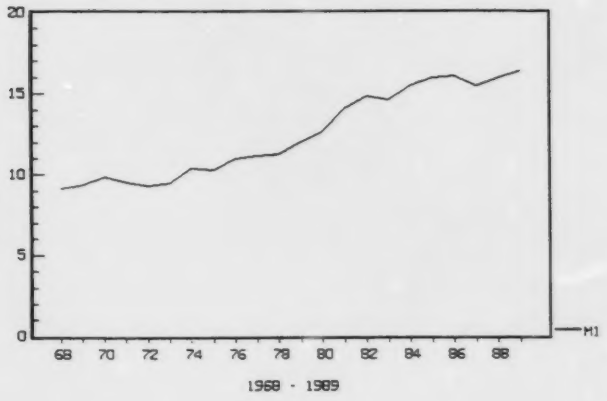
2 Les avoirs liquides des ménages comprennent les dépôts des ménages auprès des institutions financières, les obligations d'épargne du Canada et les bons du Trésor détenus par les ménages.

3 Freedman (1983) et Fine (1990, Note documentaire publiée dans le présent volume) décrivent en détail les innovations qui ont causé des déplacements de dépôts entre les agrégats monétaires.

4 Voir B. Friedman (1988a et 1988b) par exemple.

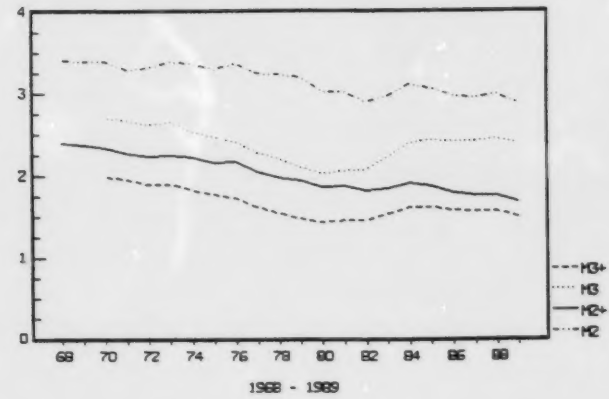
Graphique 1

Vitesse de circulation de M1



Graphique 2

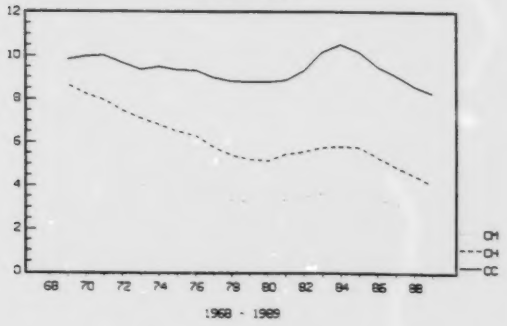
Vitesse de circulation de M2, M2+, M3 et M3+



Voir Annexe 1 pour sources des données.

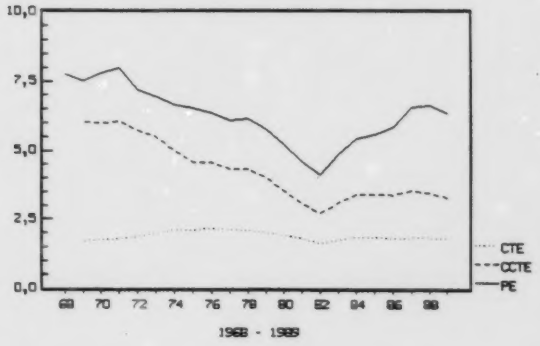
Graphique 3

Vitesse de circulation des agrégats du crédit aux ménages



Graphique 4

Vitesse de circulation de quelques agrégats du crédit aux entreprises



Crédits aux ménages : CM = total des crédits aux ménages; CH = crédits hypothécaires; CC = crédits à la consommation.
Crédits aux entreprises : PE = prêts bancaires aux entreprises; CCTE = crédits à court terme aux entreprises; CTE = total des crédits aux entreprises.
Voir Annexe 1 pour sources des données.

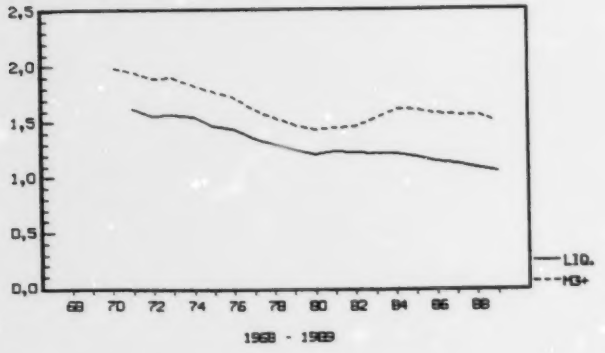
Tableau 1
M3+ et liquidités totales
Composantes en % du total, total en millions de dollars
(données de fin de période)

	T4 1971	T4 1975	T4 1980	T4 1985	T4 1989
M3+	81,4	82,1	83,9	72,5	69,6
OEC + B.T.	14,0	12,0	8,9	20,7	20,3
Autres effets	4,6	5,9	7,2	6,8	10,2
Total	63 218	123 478	269 127	416 999	614 589

Sources : M3+ = M3 + (M2+ - M2) - dépôts des sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire auprès des banques (B1705); OEC + B.T. = obligations d'épargne du Canada (B2406) + bons du Trésor détenus par le public (B2477) - bons du Trésor détenus par les sociétés de fiducie ou prêt hypothécaire (B1708); Autres effets = encours des bons du Trésor (à l'exclusion des titres du gouvernement fédéral) et autres effets à court terme privés et publics (B15023) - effets détenus par les banques (B442 + B471) - effets détenus par les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (B1707 + B1709).

Graphique 5

Vitesse de circulation de M3+ et d'un agrégat regroupant les dépôts bancaires et parabancaires et tous les effets à court terme



L'objectif de cette étude est d'examiner si les agrégats financiers canadiens n'auraient pas malgré tout une contribution utile à apporter dans l'élaboration de la politique monétaire. Contrairement au rôle plus astreignant de cible intermédiaire attribué aux agrégats monétaires au cours des années 70, nous nous limitons dans cette étude à examiner la possibilité que les agrégats financiers contiennent de l'information sur l'activité économique et qu'ils seraient donc une source utile d'information dans la formulation de la politique monétaire[5].

La première section explique avec plus de détails pourquoi les agrégats financiers pourraient être des sources d'information et pourquoi il est utile de considérer les agrégats monétaires et les agrégats du crédit. La deuxième section examine brièvement, sur la base de coefficients de corrélation, d'une part la relation concomitante entre les différents agrégats financiers et la dépense totale et d'autre part la relation temporelle entre les divers agrégats, la dépense totale et ses composantes prix et volume. La troisième section étudie de façon plus rigoureuse, par le biais de l'estimation de modèles indicateurs, l'information véhiculée par les agrégats financiers et examine la stabilité de ces modèles. La quatrième section analyse, au plan de la prévision, la performance de ces modèles indicateurs au cours des années 80. La cinquième section étudie la possibilité que les prévisions des modèles indicateurs contiennent de l'information supplémentaire sur l'activité économique par rapport aux premières estimations des comptes nationaux publiées par Statistique Canada. La sixième section examine la possibilité que ces modèles indicateurs donnent de l'information supplémentaire par rapport à celle fournie par des prévisions économiques disponibles sur le marché. Finalement, des conclusions générales sont offertes à la septième section.

---

5 Voir McCallum (1989) pour un examen approfondi des différents rôles que les agrégats financiers peuvent jouer dans la formulation de la politique monétaire.

1. Les agrégats financiers : sources d'information?

Les agents économiques détiennent de la monnaie et des dépôts auprès des institutions financières d'une part pour faciliter les échanges commerciaux entre eux et d'autre part comme véhicule de placement d'une partie de leur épargne. Dans les deux cas, l'évolution du revenu nominal est un facteur important dans la détermination du montant des encaisses monétaires que les agents économiques désirent détenir[6]. De même, les agents économiques empruntent, c'est-à-dire demandent du crédit, en vue d'effectuer des transactions commerciales. À nouveau, l'évolution du revenu nominal est un déterminant important de celle du crédit. Le revenu nominal et les agrégats financiers devraient donc en gros évoluer de façon similaire. Si une telle relation statistique entre l'évolution de certains agrégats financiers et celle du revenu pouvait être établie, il serait possible de l'exploiter pour obtenir une information précieuse sur l'activité économique sous-jacente, étant donné la publication bien plus rapide des données de la plupart des agrégats financiers que de celles de la comptabilité nationale. L'objectif n'est pas d'essayer d'établir des liens de causalité[7] entre agrégats financiers et activité économique, mais simplement d'exploiter toute relation stable pouvant exister entre eux.

---

6 D'autres facteurs tels que les taux d'intérêt influencent naturellement la décision des agents économiques. Cependant, dans la plupart des cas, le revenu nominal sera un des facteurs dominants, et c'est ce lien qui est exploité lors de l'utilisation d'agrégats financiers comme source d'information.

7 L'objectif de cette étude est donc bien moins ambitieux que ceux des nombreuses autres qui visent à établir un lien causal entre monnaie et crédit d'une part et activité économique d'autre part, celles de Sims (1972, 1980) par exemple. Cette limitation permet cependant d'établir des résultats plus robustes, moins sujets à être renversés que ceux des études de causalité (voir Stock et Watson [1989] pour un survol des résultats contradictoires d'études de causalité), du fait que la seule préoccupation est l'établissement d'un lien stable entre agrégat financier et activité économique, quelque soit la relation causale.

Les données de la comptabilité nationale (PIB nominal, PIB réel et dégonfleur du PIB) sont généralement publiées deux mois après la fin d'un trimestre. La seule exception concerne les données du premier trimestre qui ne sont publiées que près de trois mois après la fin du trimestre. Par contre, les données trimestrielles complètes pour la plupart des agrégats financiers sont disponibles une ou deux semaines après la fin d'un trimestre[8]. Si une relation stable et contemporaine entre un agrégat financier et un agrégat macroéconomique pouvait donc être établie, il serait possible de l'exploiter pour inférer l'évolution de l'agrégat macroéconomique une à deux semaines après la fin d'un trimestre, soit près d'un mois et demi avant que les données ne soient publiées par Statistique Canada. Si, en outre, il était possible d'établir une relation entre l'évolution d'un agrégat financier au trimestre t et l'évolution d'un agrégat macroéconomique au trimestre t+1, il serait possible d'obtenir de l'information sur l'évolution de cet agrégat au cours du trimestre t+1 à peu près neuf jours après le début du nouveau trimestre, soit près de cinq mois et demi avant la publication des données.

On peut légitimement se poser la question de savoir pourquoi considérer les agrégats monétaires et les agrégats de crédit, alors qu'au bilan des intermédiaires financiers le crédit est simplement la contrepartie de la monnaie. Cette égalité doit par construction être respectée au niveau macroéconomique le plus large. Tel n'est cependant pas le cas pour les agrégats de la monnaie et du crédit publiés par la Banque du Canada et utilisés dans notre étude. Comme le montre le Tableau 2, il existe plusieurs sources de divergences entre les différents agrégats.

---

[8] Les seules exceptions sont les données trimestrielles des crédits aux ménages (crédit à la consommation et crédit hypothécaire) et celles de M2+, qui ne sont disponibles qu'à peu près deux mois après la fin de chaque trimestre. Dans le cas des crédits aux ménages, les données bancaires sont cependant disponibles une à deux semaines après la fin du trimestre.

Tableau 2
Agrégats de la monnaie et du crédit : domaine de couverture
Millions de dollars, moyenne mensuelle des mercredis ou de fin de mois
Juin 1989 (données non corrigées des variations saisonnières)

Actif			Passif		
Banque centrale					
			Monnaie hors banques	**17,807**	
Banques					
	Crédits aux ménages		Dépôts à vue nets	21 719	
80 734	Crédits hypothécaires (CH)				M1 39 315
58 629	Crédits à la consommation (CC)		Dépôts d'épargne des particuliers, dépôts à préavis autres que ceux		
139 363	Total (CM)		des particuliers	186 930	
	Crédits aux entreprises, court terme				M2 226 245
96 222	Prêts bancaires en $ can. (PE dans CCTE)		Gros dépôts, dépôts en devises des		
25 819	Prêts en devises[1] (CCTE)		résidents	45 525	
9 384	Autres (CCTE)				M3 271 770
131 425	Total (CCTE)		Effets du secteur privé en cours de		
13 643	**Crédits aux entreprises, long terme** (CLTE)		compensation	-1 014	
			Autres éléments du		
248 431	**Autres éléments de l'actif**		**passif**	257 579	
(143 416)	Dont : avoirs en devises, non compris les prêts en devises aux entreprises		Dont : passif en devises, non compris les dépôts en devises des résidents	(172 228)	
528 335	**Ensemble de l'actif**		**Ensemble du passif**	528 335	
Sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire					
70 393	**Crédits aux ménages** (CM)		Dépôts à ajouter à M2 pour		
62 773	Crédits hypothécaires (CH)		obtenir M2+	84 257	
7 620	Crédits à la consommation (CC)		Autres éléments		
8 449	**Crédits aux entreprises, court terme** (CCTE)		du passif	15 727	
228	**Crédits aux entreprises, long terme** (CLTE)				
19 995	**Autres éléments de l'actif**				
99 984	**Ensemble de l'actif**		**Ensemble du passif**	99 984	

(à suivre)

Tableau 2 (suite)
Agrégats de la monnaie et du crédit : domaine de couverture
Millions de dollars, moyenne mensuelle des mercredis ou de fin de mois
Juin 1989 (données non corrigées des variations saisonnières)

Actif		Passif	
Caisses populaires et crédit unions locales[2]			
		Dépôts et capital social à ajouter à M2 pour obtenir M2+	58 174
64 742	**Éléments de l'actif**	Autres éléments du passif	6 568
64 742	**Ensemble de l'actif**	**Ensemble du passif**	64 742
			M2+ 387 822
			M3+ 433 347

Autres sources de financement[2]

	Ménages
13 637	Crédits hypothécaires, compagnies d'assurance-vie (CH)
853	Crédits hypothécaires, sociétés de financement ou de prêt à la consommation (CH)
2 770	Crédits à la consommation, compagnies d'assurance-vie (CC)
7 019	Crédits à la consommation, sociétés de financement ou de prêt à la consommation (CC)
2 670	Crédits à la consommation, grands magasins (CC)
	Entreprises
56 660	Papier commercial des entreprises non financières et acceptations bancaires (CCTE)
148 011	Obligations et actions (CLTE), titres détenus par institutions financières exclus

Résumé

	Crédits aux ménages		
78 707	Consommation (CC)	M1	39 316
157 997	Hypothécaires (CH)	M2	226 245
236 705	Total (CM)	M3	271 770
		M2+	387 822
	Crédits aux entreprises	M3+	433 347
197 493	Court terme (CCTE)		
161 881	Long terme (CLTE)		
359 374	Total (CTE)		
	Crédit total		
596 079	CM + CTE		

Source : Revue de la Banque du Canada, Tableaux C3, C4, D2, D3, E1, E2, E3 et F3.
1. Les données sont corrigées des variations du taux de change.
2. Les données sont établies en fin de trimestre.

D'une part, l'univers couvert par les différents agrégats n'est pas identique. Par exemple, les agrégats monétaires les plus larges, M2+ et M3+, regroupent une partie du passif des banques, sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, caisses populaires et «credit unions» locales, tandis que les agrégats du crédit aux ménages regroupent une partie des actifs des banques et des sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire ainsi qu'une partie de ceux des compagnies d'assurance-vie, des sociétés de financement ou de prêt à la consommation et des grands magasins. Dans le cas des crédits aux entreprises, une grande partie des fonds empruntés par les entreprises n'apparaît même pas au bilan des intermédiaires financiers (effets de commerce, acceptations bancaires, obligations et actions)[9]. Ces différences de couverture expliquent en grande partie pourquoi les divers agrégats peuvent évoluer de façon bien différente dans le temps.

De plus, des agrégats plus limités couvrant un même univers d'intermédiaires financiers, les banques par exemple, peuvent aussi évoluer de façon indépendante du fait que chacun d'eux ne représente qu'une partie du bilan de ces intermédiaires. Et même si l'on considérait l'agrégat monétaire le plus large apparaissant au bilan des banques, c'est-à-dire M3 moins la monnaie hors banques, et l'agrégat de crédit le plus large, c'est-à-dire la somme du crédit bancaire aux ménages et du crédit bancaire aux entreprises, ces deux agrégats pourraient encore évoluer de façon indépendante du fait que les banques peuvent faire jouer les autres éléments de leur actif et de leur passif pour respecter l'identité comptable du bilan.

---

[9] Certains des titres émis par les sociétés se retrouvent à l'actif du bilan des intermédiaires financiers, lorsque ces derniers les acquièrent sur le marché. Le montant de ce genre de titres détenus par les intermédiaires financiers est cependant assez faible, leur émission ayant justement pour objectif d'éviter le recours au financement octroyé par les intermédiaires financiers.

Tableau 3
Coefficients de corrélation entre les taux de croissance trimestriels des agrégats de la monnaie et du crédit sur différentes périodes

		M1	M2	M3	M2+	CM	CH	CC	PE	CCTE	CTE
M2	T2 71-T4 89	0,32									
	T2 71-T4 79	0,10									
	T1 80-T4 89	0,28									
M3	T2 71-T4 89	0,09	0,73								
	T2 71-T4 79	-0,34	0,57								
	T1 80-T4 89	-0,03	0,71								
M2+	T2 71-T4 89	0,36	0,94	0,82							
	T2 71-T4 79	0,10	0,95	0,61							
	T1 80-T4 89	0,30	0,94	0,77							
CM	T2 71-T4 89	0,37	0,49	0,64	0,66						
	T2 71-T4 79	0,26	0,40	0,41	0,49						
	T1 80-T4 89	0,25	0,30	0,46	0,47						
CH	T2 71-T4 89	0,36	0,45	0,62	0,63	0,97					
	T2 71-T4 79	0,09	0,41	0,48	0,52	0,86					
	T1 80-T4 89	0,27	0,19	0,33	0,37	0,96					
CC	T2 71-T4 89	0,34	0,50	0,61	0,62	0,90	0,76				
	T2 71-T4 79	0,39	0,25	0,19	0,29	0,81	0,41				
	T1 80-T4 89	0,17	0,43	0,57	0,54	0,89	0,73				
PE	T2 71-T4 89	-0,25	0,42	0,66	0,44	0,31	0,24	0,41			
	T2 71-T4 79	-0,20	0,25	0,53	0,21	0,40	0,35	0,33			
	T1 80-T4 89	-0,57	0,31	0,62	0,28	0,04	-0,11	0,26			
CCTE	T2 71-T4 89	-0,18	0,63	0,68	0,59	0,38	0,30	0,48	0,82		
	T2 71-T4 79	-0,33	0,49	0,59	0,40	0,37	0,36	0,26	0,63		
	T1 80-T4 89	-0,38	0,59	0,61	0,50	0,15	-0,01	0,38	0,84		
CTE	T2 71-T4 89	-0,29	0,54	0,52	0,46	0,18	0,10	0,29	0,69	0,86	
	T2 71-T4 79	-0,51	0,37	0,45	0,32	-0,15	-0,05	-0,25	0,13	0,53	
	T1 80-T4 89	-0,34	0,59	0,57	0,50	0,13	-0,02	0,35	0,81	0,97	
LL	T2 71-T4 89	0,22	0,59	0,88	0,73	0,67	0,66	0,61	0,52	0,53	0,34
	T2 71-T4 79	-0,13	0,42	0,79	0,43	0,32	0,33	0,20	0,33	0,55	0,43
	T1 80-T4 89	-0,07	0,44	0,79	0,56	0,49	0,41	0,54	0,38	0,32	0,25

CH = crédits hypothécaires à l'habitation; CC = crédits à la consommation; CM = total des crédits aux ménages; PE = prêts bancaires aux entreprises; CCTE = crédits à court terme aux entreprises; CTE = total des crédits aux entreprises; LL = liquidités totales
Voir Annexe 1 pour sources des données.

L'absence de lien étroit entre les variations des agrégats monétaires et celles des agrégats du crédit est illustrée par les coefficients de corrélation entre les taux de croissance trimestrielle des quelques agrégats figurant au Tableau 3. La croissance trimestrielle de M1 n'est que faiblement corrélée avec celle des agrégats monétaires plus larges et des différents agrégats des crédits aux ménages et est négativement corrélée avec celle des crédits aux entreprises.

La croissance trimestrielle des agrégats monétaires plus larges, M2, M3 et M2+, suit de plus près celle des agrégats du crédit aux ménages et aux entreprises. Cependant, ce lien est loin d'être parfait, comme le montrent les coefficients de corrélation, qui en général se situent dans une fourchette de 0,4 à 0,7. Il est également intéressant de noter que le coefficient de corrélation entre la croissance de M2 et celle de M3 ne dépasse pas 0,75, tandis que la croissance de M2 et celle de M2+ sont plus étroitement liées. La croissance de M3 est plus étroitement liée à celle de M2+ qu'à celle de M2.

Les divers agrégats du crédit aux ménages n'évoluent pas toujours de la même façon et leur croissance n'est, au mieux, que très faiblement corrélée avec celle des agrégats de crédit aux entreprises. La croissance des agrégats du crédit aux ménages est plus étroitement liée à celle de M2+ (et M3) qu'à celle de M2. Par contre, en ce qui concerne la croissance du crédit total aux entreprises, elle semble plus liée à celle de M2 qu' à celle de M2+. Finalement, la croissance des prêts bancaires et du crédit à court terme aux entreprises est celle qui est la plus liée à la croissance de M3.

Cette brève revue des coefficients de corrélation entre la croissance trimestrielle de différents agrégats de la monnaie et du crédit montre clairement que ces agrégats ne fluctuent pas tous au diapason et qu'il y a donc lieu de considérer les deux types d'agrégats dans une étude sur l'information véhiculée par les agrégats financiers.

2. Relations temporelles entre les agrégats financiers et les agrégats macroéconomiques

2.1 Relation concomitante

Avant de passer à une étude économétrique de la relation entre la croissance des différents agrégats financiers et macroéconomiques, il est utile de dégager tout d'abord quelques faits saillants qui pourront servir de guide à la recherche empirique qui suit.

Sur la base des coefficients de corrélation entre la croissance sur quatre trimestres du PIB nominal, du PIB réel et du dégonfleur du PIB d'une part et de divers agrégats financiers d'autre part, il apparaît que les agrégats monétaires au sens large (M2, M3, M2+ M3+ et LL)[10] sont les plus étroitement liés de façon concomitante au PIB nominal sur la période T1 1971 - T1 1989 (Tableau 4)[11]. La stabilité des équations de M2 et M2+ et le lien étroit, en longue période, entre M2, M2+ et la dépense nominale ont amené la Banque du Canada à suivre de très près l'évolution des agrégats M2 et M2+[12]. Ce lien semble s'affaiblir au cours de la deuxième moitié de la dernière décennie, période qui ne couvre qu'un demi-cycle économique[13].

En ce qui concerne la croissance du PIB réel, la croissance du crédit bancaire à la consommation semble être le meilleur indicateur concomitant, si l'on considère la période T1 1971 - T1 1989, et ce, que l'on utilise les agrégats financiers nominaux ou les agrégats financiers en termes réels, c'est-à-dire corrigés par le dégonfleur du PIB. De plus, le crédit bancaire à

---

10 LL est l'agrégat regroupant tous les actifs liquides non détenus par les intermédiaires financiers (voir tableau 1 pour définition précise).

11 Les résultats publiés au tableau 3.1 ont été obtenus à partir des données disponibles pendant l'été 1989.

12 Voir Crow (1988).

13 Des résultats similaires sont obtenus si l'on utilise des taux de croissance trimestriels (voir tableau A2.1 à l'annexe 2).

Tableau 4
Taux de croissance sur quatre trimestres du PIB nominal, du PIB réel, du dégonfleur du PIB et de divers agrégats financiers
Coefficients de corrélation sur diverses périodes

	PIB nominal				Dégonfleur du PIB			
	T1 71-T1 89	T1 71-T4 80	T1 81-T1 89	T1 85-T1 89	T1 71-T1 89	T1 71-T4 80	T1 81-T1 89	T1 85-T1 89
Monnaie								
M1	0,38	0,09	0,21	0,39	0,03	-0,26	-0,23	0,70
M2	0,68	0,58	0,37	-0,17	0,80	0,83	0,62	0,27
M2+	0,75	0,71	0,48	-0,05	0,73	0,86	0,45	0,48
M3	0,75	0,71	0,44	0,33	0,73	0,82	0,42	0,75
M3+	0,76	0,73	0,48	0,28	0,68	0,78	0,32	0,74
LL	0,74	0,55	0,60	0,75	0,63	0,77	-0,10	0,79
Crédit total								
CC	0,64	0,74	0,40	0,48	0,30	0,48	-0,16	0,64
CH	0,60	0,69	0,15	0,42	0,29	0,47	-0,40	0,73
CM	0,63	0,74	0,26	0,44	0,30	0,50	-0,32	0,73
CCTE	0,62	0,63	0,41	0,39	0,83	0,86	0,76	0,24
CTE	0,37	0,19	0,42	0,71	0,71	0,62	0,83	0,52
Banques								
CCB	0,65	0,39	0,47	0,72	0,25	-0,10	-0,13	0,68
CHB	0,08	0,14	-0,46	0,47	0,13	-0,26	0,17	0,66
CMB	0,39	0,32	-0,18	0,59	0,22	-0,16	0,01	0,71
PE	0,61	0,62	0,39	0,47	0,74	0,64	0,75	0,08
CTEB	0,50	0,61	0,31	0,18	0,70	0,64	0,78	-0,23

(à suivre)

Tableau 4 (suite)
Taux de croissance sur quatre trimestres du PIB nominal, du PIB réel, du dégonfleur du PIB et de divers agrégats financiers
Coefficients de corrélation sur diverses périodes

	PIB réel[1]			
	T1 71-T1 89	T1 71-T4 80	T1 81-T1 89	T1 85-T1 89
Monnaie				
M1	0,50 [0,55]	0,53 [0,54]	0,41 [0,55]	-0,01 [-0,06]
M2	-0,06 [0,23]	-0,36 [-0,06]	-0,22 [0,26]	-0,44 [-0,51]
M2+	0,14 [0,48]	-0,22 [0,28]	0,04 [0,52]	-0,45 [-0,60]
M3	0,16 [0,38]	-0,15 [0,17]	0,03 [0,39]	-0,14 [-0,31]
M3+	0,21 [0,48]	-0,07 [0,34]	0,16 [0,52]	-0,20 [-0,40]
LL	0,25 [0,56]	-0,31 [0,08]	0,58 [0,74]	0,39 [0,48]
Crédit total				
CC	0,53 [0,66]	0,42 [0,71]	0,53 [0,64]	0,14 [0,07]
CH	0,48 [0,61]	0,34 [0,63]	0,51 [0,58]	-0,09 [-0,06]
CM	0,52 [0,65]	0,38 [0,68]	0,54 [0,62]	0,02 [-0,03]
CCTE	-0,17 [-0,12]	-0,33 [-0,29]	-0,31 [-0,22]	0,34 [0,32]
CTE	-0,38 [-0,31]	-0,64 [-0,47]	-0,36 [-0,21]	0,54 [0,42]
Banques				
CCB	0,60 [0,71]	0,76 [0,74]	0,58 [0,69]	0,44 [0,50]
CHB	-0,05 [0,01]	0,63 [0,64]	-0,59 [-0,51]	0,11 [0,09]
CMB	0,28 [0,39]	0,74 [0,73]	-0,18 [0,05]	0,24 [0,24]
PE	-0,07 [0,01]	-0,08 [0,19]	-0,31 [-0,23]	0,57 [0,55]
CTEB	-0,19 [-0,14]	-0,02 [0,24]	-0,42 [-0,38]	0,43 [0,38]

1. Corrélation avec agrégats financiers en termes réels, c'est-à-dire ajustés par le dégonfleur du PIB, entre crochets.

la consommation reste le meilleur indicateur sur les différentes sous-périodes analysées au Tableau 4.

Finalement, le crédit à court terme aux entreprises est le meilleur indicateur concomitant de la croissance du dégonfleur du PIB sur la période T1 1971 - T1 1989 ainsi que sur les deux grandes sous-périodes de T1 1971 - T4 1980 et T1 1981 - T1 1989. Cet agrégat du crédit est suivi de près par M2 sur ces périodes. Au cours de la deuxième moitié de la dernière décennie cependant, ces deux agrégats sont d'assez pauvres indicateurs et sont largement dominés par les différents agrégats du crédit aux ménages et M3, M3+ et LL.

2.2 Liens intertemporels

Les liens intertemporels entre les sommets et creux des coefficients de corrélation de la croissance sur quatre trimestres de divers agrégats financiers avec celle des grands agrégats macroéconomiques sont présentés en détail au Tableau 5[14]. Le coefficient de corrélation le plus élevé de chaque agrégat y est indiqué en caractères gras. Une synthèse des différents résultats est donnée au Tableau 6.

Quels que soient le mode de calcul du coefficient de corrélation et les agrégats analysés (soit les agrégats de prix et de volume séparément, soit directement l'agrégat nominal), le sommet du coefficient de corrélation de M1 devance toujours celui des autres agrégats financiers et des agrégats macroéconomiques. D'autre part, le crédit aux entreprises accuse toujours un retard par rapport aux autres agrégats.

Les résultats de l'analyse du taux de croissance sur quatre trimestres (1 trimestre) montrent que M1 devance le PIB réel de 2 (1) trimestres et que

---

[14] On obtient des résultats similaires lorsque l'analyse porte sur les taux de croissance trimestriels (voir tableau A2.2 à l'annexe 2).

Tableau 5
PIB réel, dégonfleur du PIB et PIB nominal
Croissance sur quatre trimestres - coefficients de corrélation
(T1 1972 - T2 1988)

Agrégat financier*	Nombre de trimestres d'avance					Nombre de trimestres de retard			
					PIB réel				
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
M1	0,57	0,73	**0,78**	0,71	0,52	0,25	0,01	-0,13	-0,13
M2	-0,12	-0,07	-0,06	0,03	0,17	0,23	0,37	0,52	**0,62**
M2+	0,07	0,18	0,25	0,35	0,47	0,47	0,49	0,52	**0,54**
M3	-0,07	0,01	0,08	0,21	0,37	0,47	0,54	0,59	**0,60**
CM	0,22	0,32	0,42	0,55	0,66	**0,68**	0,63	0,55	0,45
CC	0,03	0,17	0,33	0,51	0,67	**0,72**	0,68	0,58	0,48
CCB	0,14	0,27	0,40	0,56	0,70	**0,73**	0,70	0,58	0,48
CTE	-0,63	**-0,70**	-0,69	-0,56	-0,33	-0,13	0,03	0,12	0,12
					Dégonfleur du PIB				
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
M1	**0,39**	0,32	0,27	0,18	0,09	0,02	-0,05	-0,05	-0,01
M2	0,64	0,71	0,79	0,83	**0,84**	0,79	0,68	0,56	0,43
M2+	0,67	0,71	0,76	**0,77**	0,76	0,69	0,58	0,46	0,35
M3	0,70	0,71	0,74	**0,75**	0,74	0,68	0,58	0,45	0,32
CM	**0,62**	0,57	0,51	0,42	0,30	0,19	0,06	-0,05	-0,16
CC	**0,62**	0,58	0,52	0,42	0,30	0,18	0,06	-0,05	-0,15
CCB	**0,64**	0,60	0,52	0,42	0,32	0,23	0,15	0,08	0,02
CTE	0,49	0,55	0,61	0,66	**0,69**	**0,69**	0,66	0,60	0,51
					PIB nominal				
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
M1	0,55	0,63	**0,67**	0,59	0,40	0,17	-0,04	-0,11	-0,04
M2	0,30	0,38	0,47	0,59	0,69	0,72	**0,73**	0,72	0,69
M2+	0,39	0,48	0,57	0,68	**0,76**	**0,76**	0,72	0,68	0,63
M3	0,42	0,48	0,56	0,67	0,77	**0,79**	0,77	0,71	0,62
CM	0,50	0,54	0,57	0,62	**0,65**	0,60	0,49	0,36	0,24
CC	0,39	0,45	0,52	0,60	**0,65**	0,62	0,52	0,38	0,26
CCB	0,51	0,56	0,60	0,65	**0,68**	0,65	0,57	0,47	0,38
CTE	-0,05	-0,02	0,04	0,17	0,34	0,49	0,58	**0,60**	0,56

* On a utilisé les agrégats financiers en termes réels pour calculer les coefficients de corrélation avec la croissance du PIB réel.

Tableau 6
Sommets et creux des coefficients de corrélation

PIB réel et dégonfleur du PIB

T	Corrélation de croissance sur 4 trim. Agrégat financier	Variable-cible macroéconomique	Corrélation de croissance sur 1 trim. Agrégat financier	Variable-cible macroéconomique
0	CTE (C)		CTE (C)	
1	M1 (S)		M1 (S)	
2				PIB réel (S)
3		PIB réel (S)	CM,CC,CCB (S)	
4	CM,CC,CCB (S)			
5				
6				
7	M2+,M3 (S)		M2,M2+,M3 (S)	
8	M2 (S)	dégonfleur PIB (S)		dégonfleur PIB (S)
9	CTE (S)		CTE (S)	

PIB nominal

T	Corrélation de croissance sur 4 trim. Agrégat financier	Variable-cible macroéconomique	Corrélation de croissance sur 1 trim. Agrégat financier	Variable-cible macroéconomique
0	M1 (S)			
1			M1 (S)	
2	M2+,CM,CC,CCB (S)	PIB (S)		
3	M3 (S)		M2,M2+,M3,CM (S)	PIB (S)
4	M2 (S)		CC,CCB (S)	
5	TBC (S)		TBC (S)	

T = trimestre
S = sommet
C = creux

les agrégats du crédit aux ménages (crédit total, crédit à la consommation, bancaire et total) suivent le PIB réel avec un retard de 1 (0) trimestre. La plupart des agrégats monétaires au sens large suivent le PIB réel avec un retard de 4 (4) trimestres. Par contre, ils devancent le dégonfleur du PIB de 1 (2) trimestre, à l'exception de M2 qui est concomitant du dégonfleur du PIB lorsqu'on considère les taux de croissance sur quatre trimestres. Le crédit total aux entreprises suit le dégonfleur du PIB avec un décalage de 1 (1) trimestre et atteint son sommet 9 (9) trimestres après que M1 a atteint le sien.

Les corrélations avec le PIB nominal donnent des résultats similaires. La principale différence est le raccourcissement de l'intervalle entre le sommet de M1 et celui du crédit total aux entreprises. M1 précède le PIB nominal de 2 (2) trimestres. En ce qui concerne les agrégats monétaires au sens large et les agrégats du crédit aux ménages, les relations semblent un peu moins nettes. Les coefficients de corrélation calculés pour les taux de croissance sur quatre trimestres indiquent que M2+ et les agrégats du crédit aux ménages (crédit total et crédit à la consommation) et le PIB nominal ont une évolution concomitante, tandis que M3 et M2 suivent respectivement le PIB nominal avec un décalage de 1 et 2 trimestres. Par contre, les corrélations des taux de croissance sur un trimestre montrent que les agrégats monétaires au sens large et le PIB nominal ont une évolution concomitante, tandis que les agrégats du crédit à la consommation suivent le PIB nominal avec un décalage de 1 trimestre. Finalement, le crédit total aux entreprises suit le PIB nominal avec un décalage de 3 (2) trimestres.

Cette revue des liens intertemporels entre les différents agrégats financiers et les agrégats macroéconomiques fait ressortir très nettement que ce sont des agrégats financiers différents qui doivent servir d'indicateurs concomitants ou précurseurs pour les différentes variables-cibles, le PIB nominal, le PIB réel et le dégonfleur du PIB. Il faut cependant faire preuve de vigilance quand on les utilise dans la conduite de la politique monétaire.

3. Estimations des modèles indicateurs

Les modèles indicateurs dont les résultats d'estimation sont donnés dans notre étude lient le taux de croissance trimestrielle d'une variable-cible[15] au taux de croissance retardé de cette dernière, au taux de croissance concomitant et/ou retardé d'un ou plusieurs agrégats financiers et au taux de

[15] Le concept de «variable-cible» désigne simplement toute variable qui présente un intérêt pour les agents économiques.

croissance contemporain et/ou retardé d'autres variables financières[16,17]. Comme la plupart des données financières trimestrielles complètes sont publiées peu de temps après la fin du trimestre t, les modèles n'incluant que des variables retardées peuvent être utilisés pour obtenir des prévisions du taux de croissance de la variable-cible pour les trimestres t et t+1 au plus tard deux semaines après la fin du trimestre t, tandis que les modèles incluant des variables contemporaines peuvent être utilisés pour inférer la croissance de la variable-cible au cours du trimestre t une à deux semaines après la fin de ce trimestre, soit près de 50 jours avant la publication des comptes nationaux.

La structure de base de chacun de ces modèles est donnée par l'équation 1 pour les simples modèles bivariés qui incluent seulement un agrégat financier comme variable explicative et par l'équation 2 pour les modèles multivariés qui incluent soit plusieurs agrégats financiers, soit un agrégat financier et une ou plusieurs autres variables financières,

$$\text{cible} = \alpha + \beta^{p}(L)\text{cible} + \delta^{q}(L)AF_{i} + \mu \qquad (1)$$

---

16 Certains des modèles indicateurs utilisés dans notre étude ont déjà été décrits en détail dans deux rapports techniques publiés récemment par la Banque du Canada (Hostland, Poloz et Storer (1988) et Milton (1988)). D'autres ont été élaborés ultérieurement à la Banque du Canada par Crawford (modèles des composantes de la demande finale), Hostland (modèles composés regroupant les prévisions de plusieurs modèles) et Laver (modèles utilisant des données du crédit bancaire et des mesures de la variation du taux de croissance de certains agrégats du crédit). L'approche non structurelle adoptée par ces auteurs est similaire à celle de Barnett et Spindt (1979, 1980) et Driscoll, Ford et Mullineux (1985) par exemple.

17 Seules des variables financières sont retenues comme variables explicatives dans les modèles indicateurs présentés dans cette étude. Les premières données non financières disponibles après la fin d'un trimestre sont celles de l'emploi, qui sont généralement publiées à la fin de la première semaine complète qui suit le trimestre et celles de l'indice des prix à la consommation, qui sont disponibles à la fin de la deuxième semaine. L'apport d'informations supplémentaires par ces variables non financières fera l'objet d'une étude ultérieure dans le cadre d'une recherche sur les modèles de suivi économique intégrant d'autres sources d'informations.

$$\text{cible} = \alpha + \beta^{p}(L)\text{cible} + \delta^{q}(L)AF_i + \sigma^{r}(L)AF_j + \pi^{s}(L)AVF + \mu \qquad (2)$$

où «cible» est la variable d'intérêt, «AF_i» est l'agrégat financier i, «AF_j» est l'agrégat financier, j et «AVF» sont d'autres variables financières. β^{p}, δ^{q}, σ^{r} et π^{S} sont des polynômes d'ordre p, q, r, et s de la fonction de retards L. Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestrielle.

Les variables-cibles retenues dans le cadre de la présente étude sont le PIB nominal, le PIB en termes réels, le dégonfleur du PIB, le dégonfleur du PIB à pondérations fixes, l'indice des prix à la consommation, les dépenses des ménages (valeur, volume et dégonfleur), les dépenses en logements (valeur, volume et dégonfleur), les dépenses en investissements fixes des entreprises (valeur, volume et dégonfleur) ainsi que la demande privée finale en valeur (c'est-à-dire la somme des dépenses des ménages, des dépenses en logements et des investissements fixes des entreprises).

Les agrégats financiers utilisés dans les modèles indicateurs sont M1, M2, M2+, M3, le crédit à la consommation (total, CC, et bancaire, CCB), le crédit à court terme aux entreprises (total, CCTE et bancaire, CCTEB), les prêts bancaires aux entreprises (PE) et les prêts bancaires aux entreprises, plus les acceptations bancaires (PEAB)[18]. Dans le cas de

---

[18] Quelques études de la relation entre la croissance du PIB réel et celle des agrégats du crédit avaient montré que, dans certains cas, les variations du taux de croissance des agrégats de crédit contenaient de l'information (voir Freedman et Longworth, 1988, par exemple); des modèles indicateurs ajoutant la deuxième dérivée de certains agrégats du crédit comme variable explicative ont été estimés pour la période de T1 1972 - T2 1989. Ces modèles ajoutent soit les valeurs retardées de la variation du taux de croissance du crédit bancaire à la consommation au simple modèle utilisant uniquement des valeurs retardées de M1 en termes réels, soit les valeurs concomitantes et retardées de la variation du crédit bancaire à la consommation et du crédit à court terme aux entreprises au modèle utilisant des valeurs concomitantes et retardées de M1 en termes réels. Cependant comme ces variables de l'évolution du taux de croissance ne sont statistiquement pas significatives au cours des années 70 et au début des années 80 (voir tableau A3.4 à l'annexe), ces modèles ne sont pas inclus dans l'ensemble des modèles analysés dans notre étude.

modèles d'agrégats macroéconomiques en dollars constants, les agrégats financiers sont corrigés par l'indice des prix à la consommation[19,20].

Le Tableau récapitulatif 7 montre que, dans les modèles retenus dans la présente étude, l'évolution des agrégats macroéconomiques nominaux est principalement expliquée par l'évolution des agrégats monétaires. Les crédits aux ménages apparaissent aussi parfois comme des variables explicatives. En ce qui concerne les agrégats macroéconomiques en termes réels, pratiquement tous les agrégats financiers servent à prédire leur évolution. Finalement, ce sont surtout les agrégats monétaires au sens large qui sont les plus liés aux diverses mesures des prix. Seuls des agrégats financiers traditionnels de type additif sont utilisés dans notre étude, car les résultats d'études antérieures montrent que le pouvoir explicatif de ceux-ci est généralement supérieur à celui des agrégats du type Divisia[21].

Les autres variables financières retenues dans les modèles indicateurs sont le taux d'intérêt du papier commercial de premier choix à 90 jours (R90), le cours de clôture en fin de mois de l'indice des cours des actions à la Bourse de Toronto (TSE) et un indice des prix de revente moyens des maisons (PMLS). De nombreux résultats d'études antérieures montrent que seules ces quelques variables, parmi un large ensemble de variables financières possibles, contiennent de l'information supplémentaire[22].

---

19 Étant donné que l'indice des prix à la consommation est le seul indice de prix finaux disponible peu de temps après la fin d'un trimestre, il s'impose naturellement comme dégonfleur des agrégats financiers. De plus, une comparaison des propriétés de modèles indicateurs estimés avec des agrégats financiers corrigés par l'indice de prix implicite du PIB avec celles de modèles utilisant des agrégats financiers dégonflés par l'indice des prix à la consommation montre que ces derniers sont généralement meilleurs que les premiers.

20 La légende des agrégats en termes réels au tableau 4.1 est la même que celle des agrégats en termes nominaux, sauf qu'on y a ajouté le suffixe R.

21 Voir par exemple Hostland, Poloz et Storer, op. cit.

22 Voir par exemple Hostland, Poloz et Storer, op. cit.

L'approche suivie par les nombreuses études faites à la Banque du Canada pour déterminer la forme finale de chacun des modèles indicateurs est la suivante. Tout d'abord, le nombre optimal de retards sur la variable endogène a été établi à l'aide du critère de l'erreur de prédiction finale (EPF) d'Akaike (1969)[23]. Dans la plupart des cas, un ou deux retards permettent de capter toute l'information contenue dans les valeurs retardées de la série. Le nombre optimal de retards pour chacun des agrégats financiers et celui des autres variables financières a été établi ensuite à l'aide du même critère[24]. Comme plusieurs modèles étaient en concurrence dans de nombreux cas pour expliquer un même agrégat macroéconomique, ils ont été comparés entre eux selon le principe «englobant» de Hendry et Richard (1982) et seuls les modèles jugés «meilleurs» sont mentionnés dans notre étude.

Les données des comptes nationaux de novembre 1989 et les données financières disponibles en février 1990 ont été utilisées dans l'exercice d'estimation des différents modèles[25]. Toutes les données sont corrigées des variations saisonnières, à l'exception des variables financières supplémentaires (R90, TSE et PMLS). La décision d'effectuer toute l'étude sur base de données désaisonnalisées s'explique principalement par le fait que

---

23 L'erreur de prédiction finale (EPF) est définie ainsi :
$EFP = \{(n+p)/n*(n-p)\}*SRC$ (3)
avec n le nombre d'observations, p le nombre de paramètres estimés et SRC la somme des carrés des résidus.

24 Dans certains cas, la somme des coefficients estimés des retards du taux de croissance de l'agrégat du crédit n'est pas statistiquement différente de zéro. Les résultats d'estimation mentionnés dans notre étude imposent la contrainte que la somme des coefficients est égale à zéro dans ces cas.

25 L'utilisation des données les plus récentes au moment de la rédaction de notre étude explique pourquoi dans certains cas les résultats publiées diffèrent légèrement de ceux présentés dans des publications antérieures (Hostland, Poloz et Storer, op. cit., Milton, op. cit. et Muller [1989]). Dans quelques rares cas, l'une ou l'autre des variables financières supplémentaires n'est plus statistiquement significative. Les résultats d'estimation sont cependant publiés tels quels, l'élaboration et l'estimation de nouveaux modèles dépassant de loin le cadre de notre étude.

Tableau 7
Agrégats financiers utilisés dans divers modèles indicateurs

	Variables indicateurs								
	M1	**M2**	**M2+**	**M3**	**CC**	**CH**	**CM**	**CCB**	**CCTE**
Variables-cibles									
Y	*	[*]				*[*]	*		
C$			*[*]					*	
I$	*[*]								
H$	*[*]								
DD$	[*]		*						
Variables en dollars constants									
Q					[*]	*	[*]		*
C									
I		[*]							
H									
Dégonfleurs									
P		*		[*]			*		[*]
PF		*							
IPC		*[*]							
PC		*							
PI			*						[*]
PH	*[*]								

(à suivre)

Nota : On trouve les définitions des variables à l'Annexe 1.
* Modèle sans agrégats financiers contemporains
[*] Modèle comportant des agrégats financiers contemporains

Tableau 7 (suite)
Agrégats financiers utilisés dans divers modèles indicateurs

	Variables indicateurs							
	CCTEB	**PE**	**PEAB**	**M1R**	**M2R**	**CCBR**	**CMR**	**CHR**
Variables-cibles								
Y								
C$								
I$								
H$								
DD$								
Variables en dollars constants								
Q				•		[•]		
C				•			[•]	
I	•		[•]					
H				[•]	•			[•]
Dégonfleurs								
P		[•]						
PF								
IPC								
PC								
PI								
PH								

Nota : On trouve les définitions des variables à l'Annexe 1.
• Modèle sans agrégats financiers contemporains
[•] Modèle comportant des agrégats financiers contemporains

l'analyse et le suivi de l'activité économique tendent naturellement à se concentrer sur des données pré-filtrées. Afin de déterminer l'effet de ce filtrage sur les relations décrites dans le cadre de notre étude, les meilleurs modèles, selon les critères présentés à la prochaine section, seront réestimés avec des données brutes à la fin de celle-ci.

La structure de chacun des modèles, c'est-à-dire l'ensemble de variables explicatives propres à chaque modèle et le nombre de retards pour chaque variable, ainsi que la légende du modèle[26] sont données au Tableau 8, et la contribution des variables financières (agrégats et autres variables financières) au pouvoir explicatif de chacun des modèles par rapport au simple modèle auto-régressif est présentée au Tableau 9. Les résultats complets des estimations sur la période T1 1972 - T2 1989 se trouvent à l'Annexe 3, au Tableau A3.1 pour les simples modèles autorégressifs et aux Tableaux A3.2 et A3.3 pour les modèles indicateurs complets.

La plupart des modèles estimés expliquent entre 0,3 et 0,7 de la variance du taux de croissance de la variable-cible macroéconomique. Le pouvoir explicatif des modèles indicateurs d'indices de prix est le plus élevé, se situant généralement entre 0,6 et 0,8. Celui des modèles des agrégats macroéconomiques nominaux est un peu plus faible, se situant en général entre 0,4 et 0,5; finalement, celui des modèles d'agrégats macroéconomiques en termes réels est le plus faible, se situant entre 0,2 et 0,4 dans la plupart des cas. Les résultats rapportés au Tableau 9 montrent que l'ajout des variables financières aux simples modèles autorégressifs réduit

---

[26] La première lettre du nom des différents modèles indicateurs n'utilisant que des valeurs retardées de variables financières indique s'il s'agit d'un modèle basé sur un agrégat de la monnaie (M) ou du crédit (C). La dernière lettre du nom des modèles des grands agrégats macroéconomiques permet de distinguer les modèles basés sur les agrégats nominaux (Y), les volumes (Q) et les prix (P). Le nom des modèles indicateurs utilisant également des valeurs contemporaines d'agrégats financiers est celui des premiers modèles, auquel le préfixe (B) a été ajouté.

au mieux la somme des résidus d'estimation (au carré) de 45 % et que la majorité des gains se situent dans une fourchette de 20 à 30 %.

L'ajout de valeurs contemporaines de la croissance d'un agrégat financier améliore souvent de façon assez marquée le pouvoir explicatif des modèles indicateurs. Dans quelques cas cependant, le pouvoir explicatif chute. Cela se produit lorsque les modèles n'utilisant que des valeurs retardées et ceux utilisant des valeurs contemporaines ont été développés de façon indépendante. Ces modèles ne sont pas emboîtables pour le moment, mais nous espérons remédier à cette situation au cours des recherches futures.

Comme les modèles indicateurs sont non structurels par nature ou peuvent être vus comme imposant toute une série de restrictions sur des modèles structurels plus larges, ils sont particulièrement sujets à la critique de Lucas. Pour que ces modèles soient utiles, il faut que ceux qui élaborent les politiques économiques aient confiance en leurs propriétés et en leur stabilité. Un des éléments importants de leur acceptation est donc une série de tests de stabilité visant à déterminer si les paramètres estimés sont invariants dans le temps, quels que soient les changements apportés à la politique économique.

Des tests de stabilité pour trois ruptures (en 1976, 1979 et 1982) ont été effectués. Ces dates correspondent grosso modo à des changements de régime de politique monétaire au Canada (1976 et 1982) et aux États-Unis (1979). Les résultats des tests Chow mentionnés au Tableau 10 montrent qu'en général l'hypothèse de stabilité ne peut être rejetée. En fait, elle ne l'est systématiquement que pour les modèles du PIB nominal basé sur les agrégats du crédit et pour le modèle du dégonfleur des dépenses en logements. Les modèles utilisant l'agrégat M1 ne montrent aucun signe d'instabilité malgré les nombreuses innovations ayant affecté la demande pour cet agrégat.

Tableau 8
Structure des modèles indicateurs estimés
(Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels.)

Modèles sans agrégats financiers concomitants

	Nom du modèle	Agrégat financier	Autres variables	R^2 du modèle estimé
PIB				
Dollars courants	MBY	M1 (-1,-2)	-	0,52
	MMY	M1 (-1,-2)	R90 (-1 to -5),TSE (-1)	0,64
	C1Y	CH (-1)	TSE (-1),PMLS (-1)	0,49
	C2Y	CM (-1)	TSE (-1)	0,44
Dollars constants	MBQ	M1R (-1,-2)	-	0,37
	MMQ	M1R (-1 to -5)	TSE (-1)	0,46
	C1Q	CMO (-1,-2)	TSE (-1)	0,22
	C2Q	CTE (-1,-2)	TSE (-1)	0,27
Dégonfleur du PIB	MBP	M2 (-1,-2)	-	0,66
	MMP	M2 (-1,-2)	R90 (-1), TSE (-1)	0,67
	C1P	CCB (-1)	-	0,62
	C2P	CCB (-1)	PMLS (-1)	0,62
Dégonfleur du PIB à pondérations fixes	MPF	M2 (-1,-2)	-	0,67
IPC	MIPC	M2 (-1,-2)	-	0,78
Dépenses des ménages				
Dollars courants	MC$	M2P (-1), CCB (-1 to -5)*	-	0,37
Dollars constants	MC	M1R (-1 to -5)	TSE (-1 to -5)	0,43
Dégonfleur	MPC	M2 (-1,-2)	-	0,78
Investissements fixes des entreprises				
Dollars courants	MI$	M1 (-1,-2)	-	0,34
Dollars constants	MI	CCTEB (-1,-2)	-	0,76
Dégonfleur	MPH	M2P (-1)	-	0,65
Logements				
Dollars courants	MH$	M1 (-1,-2)	-	0,40
Dollars constants	MH	M2R (-1 to -6)*	TSE (-1 to -3)	0,41
Dégonfleur	MPH	M1 (-2)	-	0,34
Demande privée				
Dollars courants	MDD$	M2P (-1)	TSE (-1)	0,40

(à suivre)

Tableau 8 (suite)
Structure des modèles indicateurs estimés
(Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels.)

Modèles avec agrégats financiers contemporains

	Nom du modèle	Agrégat financier	Autres variables	R^2 du modèle estimé
PIB				
Dollars courants	BMBY	M1 (-1,-2),M2 (0)	-	0,66
	BMMY	M1 (-1,-2),M2 (0)	TSE (-1)	0,68
	BC1Y	CH (0)	-	0,42
	BC2Y	CM (0)	-	0,42
Dollars constants	BMBQ	M1R (-1,-2), CCBR (0)	-	0,42
	BMMQ	M1R (-1,-2), CCBR (0)	R90 (-1),TSE (-1)	0,45
	BC1Q	CM (0 to -3)	-	0,37
	BC2Q	CC (0 to -3)	-	0,36
Dégonfleur du PIB	BMBP	M2 (-1,-2),M3 (0)	-	0,70
	BMMP	M2 (-1,-2),M3 (0)	R90 (-1),TSE (-1)	0,71
	BC1P	PE (0)	-	0,63
	BC2P	CCTE (0)	-	0,63
Dépenses des ménages				
Dollars courants	BMC$	M2P (0)	-	0,35
Dollars constants	BMC	CHHR (0 to -2)	-	0,32
Dégonfleur	BMPC	M2 (0 to -2)	-	0,78
Investissements fixes des entreprises				
Dollars courants	BMI$	M1 (0 to -2)	-	0,34
Dollars constants	BMI	PEAB (0 to 3)*, M2(0)	TSE (0 to -3)	0,42
Dégonfleur	BMPI	CCTE (0,-1)*	TSE (0)	0,60
Logements				
Dollars courants	BMH$	M1 (0 to -2)	-	0,46
Dollars constants	BMH	M1R (0 to -5), CMOR (0 to 5)*	-	0,57
Dégonfleur	BMPH	M1 (0 to -2)	TSE (0 to -7)	0,54
Demande privée				
Dollars courants	BMDD$	M1 (0 to -2)	TSE (0)	0,48

* imposition de la contrainte que la somme des coefficients est égale à 0

Tableau 9
Comparaison des modèles univariés avec les modèles multivariés
Ratio de la somme des résidus au carré de l'estimation des modèles multivariés à la somme des résidus au carré de l'estimation des modèles univariés

Variable dépendante	Modèles sans agrégats financiers contemporains				Modèles avec agrégats financiers contemporains			
Y	MBY	73,2	MMY	55,0	BMBY	51,7	BMMY	49,3
	C1Y	78,9	C2Y	82,7	BC1Y	88,7	BC2Y	89,6
Q	MBQ	71,0	MMQ	60,4	BMBQ	65,4	BMMQ	61,0
	C1Q	82,3	C2Q	76,7	BC1Q	70,4	BC2Q	72,0
P	MPB	84,0	MPM	81,6	BMPB	73,3	BMPM	72,3
	C1P	94,4	C2P	92,5	BC1P	91,2	BC2P	90,2
PF	MPF	92,0						
IPC	MIPC	71,3						
C$	MC$	77,8			BMC$	80,0		
C	MC	61,5			BMC	73,0		
PC	MPC	63,5			BMPC	63,5		
I$	MI$	91,6			BMI$	91,2		
I	MI	90,3			BMI	70,4		
PI	MPI	82,5			BMPI	93,6		
H$	MH$	87,3			BMH$	78,5		
H	MH	77,7			BMH	56,9		
PH	MPH	93,2			BMPH	64,9		
DD$	MDD$	81,0			BMDD$	70,0		

Tableau 10
Résultats de tests Chow de stabilité des modèles indicateurs[1]

	Modèles sans agrégats financiers contemporains			Modèles avec agrégats financiers contemporains		
Modèle[2]	76/77	78/80	82/83	76/77	79/89	82/89
MBY	1,84	1,42	3,07	3,16	2,49	2,35
MMY	1,49	2,02	1,71	1,39	1,18	1,06
MBQ	0,71	1,23	1,33	0,75	0,92	1,40
MMQ	0,99	1,02	0,95	0,76	0,60	1,06
MBP	2,31	0,97	1,24	3,52*	1,75	0,77
MMP	2,93	3,98*	1,45	2,87	3,04*	0,70
C1Y	5,27*	5,05*	4,73*	6,35*	4,08*	2,85
C2Y	4,06*	3,74*	2,59	3,95	3,70	3,86
C1Q	1,51	1,39	2,60	1,17	1,08	1,47
C2Q	2,10	2,71	0,86	1,67	1,95	1,96
C1P	0,61	0,65	1,78	0,45	1,08	1,61
C2P	5,45*	4,92*	4,98*	1,05	1,65	1,75
MC$	2,11	0,68	0,59	3,48*	0,41	1,35
MPC	2,45	4,25*	14,20*	2,34	1,80	2,24
MC	1,70	0,65	0,85	2,80	0,50	1,74
MI$	0,41	0,91	0,19	0,48	0,48	0,19
MPI	1,44	0,97	4,22*	2,09	3,77	7,84*
MI	0,71	0,81	0,16	2,17	1,15	1,27
MH$	0,58	0,84	1,37	0,82	1,96	5,25*
MPH	2,31	1,74	0,65	2,66	1,82	0,31
MH	0,37	2,22	0,75	0,99	0,80	0,79
MDD$	1,15	0,46	0,10	1,19	1,05	0,64
MPF	2,15	0,69	0,98			
MIPC	2,00	1,85	2,67			

1. Tests pour instabilité entre les périodes suivantes : (i) T1 1972 - T4 1976 et T1 1977 - T2 1989, (ii) T1 1972 - T4 1979 et T1 1980 - T2 1989, (iii) T1 1972 - T4 1982 et T1 1983 - T2 1989

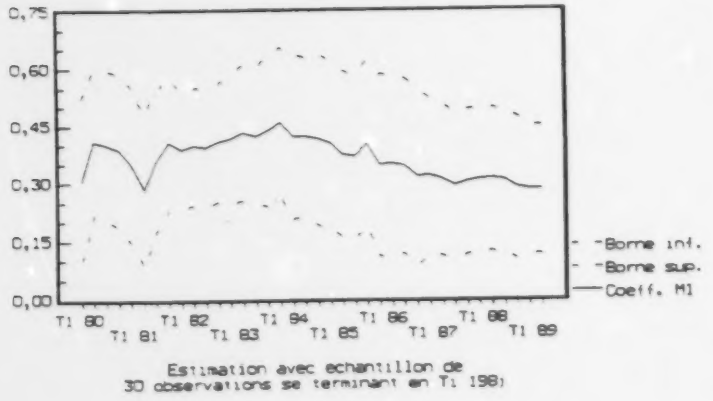
2. Voir Tableau 8 pour connaître la structure précise de chacun des modèles.

* Signifie que l'hypothèse d'absence d'instabilité est rejetée à 1 %.

Dans le cas des modèles utilisant M1, les modèles les plus susceptibles de montrer des signes d'instabilité, nous avons également examiné l'évolution, au fil du temps, de l'estimation de la somme des coefficients des deux retards de M1, en termes réels, dans ces modèles. Pour ce faire, nous avons déplacé graduellement la période d'estimation de ces modèles tout en gardant la taille de l'échantillon fixe à 30 observations. La première période d'estimation s'étend de T1 1971 à T1 1980 et la dernière de T2 1981 à T2 1982. Le Graphique 6 montre que l'estimation de la somme des deux coefficients de M1 (en termes réels) dans le simple modèle indicateur MBQ ne varie guère dans le temps. Les bornes dans ce graphique représentent les limites inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance (95 %) de l'estimation de la somme. Dans aucun cas, l'estimation ne sort de l'intervalle de confiance provenant d'une autre période d'estimation.

Graphique 6

Somme des coefficients de M1 et intervalle de confiance (95 %)
(Modèle MBQ)



Une autre façon d'évaluer l'incertitude entourant la véritable structure de ces modèles consiste à comparer l'écart-type de l'estimation du modèle sur T1 1972 - T4 1979 à l'écart-type de l'erreur de prévision de ces modèles en dehors de la période d'estimation[27]. Une exploitation abusive des données produit des prévisions qui se détériorent rapidement. Les résultats présentés au Tableau 11 montrent qu'en général l'écart-type de l'estimation des modèles indicateurs sur T1 1972 - T4 1979 n'est pas très différent de l'écart-type de l'erreur de prévision obtenue avec ces modèles sur T1 1985 - T2 1989. Seuls trois modèles (dégonfleur des dépenses en logements (BMH), dépenses en investissements fixes en termes réels (BMPI) et demande finale privée (BMD$)), tous utilisant des valeurs concomitantes d'agrégats financiers, montrent des signes d'une performance nettement inférieure à celle à laquelle on pourrait s'attendre, étant donné l'écart-type d'estimation.

Il est donc possible de conclure que, mis à part quelques cas particuliers, les estimations des modèles indicateurs sont stables, et ce, malgré les nombreuses innovations financières ayant affecté les divers agrégats financiers à la fin des années 70 et au début des années 80.

4. Évaluation des prévisions des modèles indicateurs

Afin de montrer la fiabilité des modèles indicateurs comme sources d'information, nous examinons, dans les pages qui suivent, leur performance au plan de la prévision au cours des années 80.

Pour reproduire le plus fidèlement possible les conditions dans lesquelles ces modèles auraient pu être utilisés au cours des années 80, nous avons adopté le processus suivant. Pour chaque trimestre t, à partir du

---

[27] Stockton et Struckmeyer (1989) suggèrent l'utilisation d'une telle comparaison pour «mesurer» l'influence de l'incertitude qu'a la véritable structure du modèle sur les erreurs de prévision.

Tableau 11
Écart-type d'estimation et de prévision

Modèle	Écart-type[1] E	Écart-type[2] P	Ratio[3]
MBY	0,94	0,71	0,76
MMY	0,74	0,70	0,94
MBQ	0,82	0,59	0,72
MMQ	0,81	0,64	0,78
MBP	0,71	0,45	0,63
MMP	0,57	1,03	1,80
C1Y	0,84	1,14	1,36
C2Y	0,95	0,92	0,97
C1Q	0,85	0,82	0,96
C2Q	0,77	0,79	1,03
C1P	0,75	0,38	0,51
C2P	0,60	0,86	1,08
MC$	0,94	0,58	0,62
MPC	0,33	0,39	1,18
MC	1,00	0,81	1,23
MH$	3,14	3,39	1,08
MPH	1,91	1,43	0,75
MH	3,38	3,17	0,94
MI$	3,09	2,62	0,85
MPI	0,61	1,02	1,67
MI	2,81	2,51	0,89
MDD$	1,22	0,49	0,40
MPF	0,71	0,33	0,46
MCPI	0,39	0,35	0,90

(à suivre)

1. Écart-type de l'estimation du modèle sur la période de T1 1972 - T4 1979
2. Écart-type de l'erreur de projection sur la période de T1 1985 - T2 1989 avec le modèle estimé sur la période T1 1972 - T4 1979
3. Ratio de l'écart-type de l'erreur de prévision à l'écart-type d'estimation

Tableau 11 (suite)
Écart-type d'estimation et de prévision

Modèle	Écart-type[1] E	Écart-type[2] P	Ratio[3]
BMBY	0,70	0,71	1,01
BMMY	0,65	0,79	0,65
BMBQ	0,81	0,53	0,65
BMMQ	0,81	0,61	0,75
BMBP	0,62	0,46	0,74
BMMP	0,55	0,87	1,58
BC1Y	0,99	0,84	0,85
BC2Y	1,00	0,73	0,73
BC1Q	0,87	0,63	0,72
BC2Q	0,85	0,66	0,78
BC1P	0,73	0,48	0,66
BC2P	0,70	0,43	0,61
BMC$	0,90	0,63	0,70
BMPC	0,37	0,39	1,05
BMC	0,99	0,58	0,59
BMH$	2,91	3,49	1,20
BMPH	1,63	23,92	14,67
BMH	3,02	3,02	1,00
BMI$	3,16	2,61	0,83
BMPI	0,60	1,07	1,78
BMI	2,53	46,35	18,32
BMDD$	1,22	12,47	10,22

1. Écart-type de l'estimation du modèle sur la période de T1 1972 - T4 1979
2. Écart-type de l'erreur de projection sur la période de T1 1985 - T2 1989 avec le modèle estimé sur la période T1 1972 - T4 1979
3. Ratio de l'écart-type de l'erreur de prévision à l'écart-type d'estimation

premier trimestre de 1979 et jusqu'au deuxième trimestre de 1989, nous avons estimé les modèles jusqu'au trimestre t-1. Ces modèles propres au trimestre t ont ensuite été utilisés pour générer des prévisions de la croissance de la variable-cible au cours du trimestre t, et t+1 dans le cas de modèles n'utilisant que des valeurs retardées[28]. Ces projections pourraient avoir été faites au début du trimestre t+1, les séries chronologiques des comptes nationaux jusqu'au trimestre t-1 ayant été publiées à la fin du trimestre t et les données financières jusqu'au trimestre t ayant été publiées au début du trimestre t+1. Cette procédure permet d'obtenir des estimations de la croissance de la variable-cible au cours du trimestre t à peu près soixante jours avant la publication des comptes nationaux. Ces prévisions sont dénommées *prévisions pour le trimestre courant* dans l'analyse qui suit. Les prévisions obtenues pour le trimestre t+1 sont dénommées *prévisions pour le trimestre suivant*.

Les modèles indicateurs qui ont été décrits à la section précédente couvrent des agrégats macroéconomiques nominaux, réels et leur dégonfleur implicite. Afin de déterminer s'il est préférable d'utiliser la prévision du modèle indicateur de la croissance de l'agrégat macroéconomique nominal ou la prévision implicite qui peut être construite à partir des prévisions des taux de croissance du volume et des prix faites avec les modèles indicateurs individuels, on a combiné les différentes prévisions de taux de croissance du PIB réel et du dégonfleur du PIB et on les a évaluées conjointement avec

---

[28] À vrai dire, cette méthode ne reproduit pas exactement les circonstances dans lesquelles les modèles auraient été utilisés, du fait que toute l'analyse est basée sur les données disponibles en février 1990. Ces données, particulièrement celles des comptes nationaux, ont subi de nombreuses révisions depuis leur première date de publication. Par conséquent, dans la mesure où nous donnons plus d'information aux modèles qu'il n'en existait vraiment au moment de leur utilisation hypothétique, notre évaluation peut être biaisée en faveur de ces derniers. L'existence possible d'un biais sera examinée en détail à la Section 6, où nous comparons les prévisions de certains modèles basés sur les données réellement disponibles au moment où ces prévisions auraient été faites aux premières estimations des comptes nationaux publiées par Statistique Canada.

celles des modèles indicateurs[29]. On a évalué également les prévisions implicites de la croissance des différentes composantes de la demande ainsi que celles de la croissance de la demande intérieure finale du secteur privé[30].

Comme il n'existe pas de critère absolu et unique pour évaluer des prévisions[31], nous avons retenu plusieurs critères différents dans notre étude[32]. Tout d'abord, il est préférable que les prévisions (XP) d'une variable (X) soient hautement corrélées avec celle-ci. D'où le choix naturel du coefficient de corrélation (ρ) entre les deux comme critère d'évaluation. Il est également désirable que l'erreur de prévision soit minime. C'est pourquoi nous indiquons des mesures des erreurs moyennes de prévision (ME), de la moyenne des erreurs absolues (MEA) et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) ainsi que la plus grande erreur de prévision sur la période T1 1980 - T2 1989. Les autres mesures utilisées sont :

i) le ratio de la variance de l'erreur de prévision par rapport à la variance de la série X, qui prend une valeur de zéro si XP est une prévision parfaite de X (Granger et Newbold, 1977)[33] et

---

29 En tout, il y a 18 prévisions implicites du PIB nominal. Seize résultent des diverses combinaisons de prévisions du PIB réel et du dégonfleur du PIB et 2 résultent de recherches antérieures sur la combinaison de prévisions directes du taux de croissance du PIB nominal. La légende ainsi que la structure de chacun de ces modèles implicites sont données au tableau A4.3 à l'annexe 4.

30 Seuls des modèles indicateurs de la demande finale nominale ont été élaborés jusqu'à maintenant. Cependant il est possible d'utiliser les prévisions des composantes de la demande finale privée en termes réels et celles de leur dégonfleur pour construire une prévision de la demande finale en termes réels et de son dégonfleur implicite.

31 Voir par exemple Mahmoud (1984) pour une revue des différents critères utilisés dans la littérature économique.

32 On trouvera plus de détails sur chacun des critères au tableau A4.1 de l'annexe 4.

33 L'erreur moyenne doit être égale à 0, et la série des erreurs de prévision ne doit pas être corrélée avec la série prédite (XP).

ii) la décomposition de la moyenne des erreurs au carré en facteurs de biais (UM), de variance (UR) et de corrélation (UD). Des prévisions optimales donnent des valeurs pour UM et UR qui ne sont pas significativement différentes de 0, et UD devrait être proche de 1[34].

Une autre façon de vérifier l'absence de biais et l'efficience des prévisions consiste à estimer l'équation 4 suivante qui lie la série chronologique à la prévision de cette dernière.

$$X = \alpha + \beta\, XP + \mu \qquad (4)$$

Une prévision optimale doit donner des estimations de α et β qui ne sont pas, au point de vue statistique, respectivement différentes de zéro et de l'unité. Afin de nous assurer que les erreurs de prévision ne sont pas corrélées dans le temps, nous avons calculé la statistique Q de Ljung-Box-Pierce pour 2, 4, 6 et 8 retards.

De plus, nous examinerons l'effet de certains chocs macroéconomiques à l'aide de régressions reliant la série chronologique à sa valeur prédite et aux autres variables que sont les variations des stocks, de la balance commerciale et du prix du pétrole, en termes nominaux ou réels selon la nature de la série chronologique, ou, dans le cas des agrégats de prix, les variations des dégonfleurs implicites des stocks et de la balance commerciale.

---

[34] $UM = ((XP/n)-(X/n))/D^2_N$, $UR = (s_{XP}-r*s_X)^2/D^2_N$, $UD = (1-r^2)*s^2_X/D^2_N$ et $UM+UR+UD = 1$

XP = série prédite; X = série chronologique; n = nombre d'observations; s_i = écart-type de la série i; r = coefficient de corrélation entre la série prédite et la série chronologique et $D^2_N = (1/n)*\Sigma(X-XP)^2$ (voir Granger and Newbold, op. cit., p. 286)

Les exigences que UM et UR soient proches de zéro sont équivalentes à celles qui veulent que les estimations de α et β ne soient pas différents de 0 et 1 respectivement dans l'équation 4 ci-dessus liant la série prédite à la série chronologique.

Nous avons aussi examiné l'aptitude des différents modèles à prédire la direction de la variation du taux de croissance de la variable-cible, soit à la hausse, soit à la baisse. Cette analyse plus qualitative a été faite pour toutes les variations du taux de croissance de la variable-cible ainsi que pour celles excédant l'écart-type de la variation du taux de croissance de la variable-cible au cours des années 70.

En dernier lieu, nous donnons le nombre de points de retournement correctement prévus - c'est-à-dire le nombre de fois que le modèle prédit correctement que le taux de croissance de la variable-cible va changer de signe - et le nombre de faux signaux, c'est-à-dire le nombre de fois que le modèle prédit de façon erronée que le taux de croissance de la variable-cible va changer de signe[35].

Le Tableau 12, page suivante, donne quelques mesures d'évaluation pour les meilleurs modèles; l'ensemble complet des statistiques d'évaluation des prévisions des différents modèles se trouve à l'Annexe 4. Les Tableaux A4.4 à A4.7 couvrent l'évaluation des prévisions du PIB nominal pour le trimestre courant (Tableau A4.4), pour le trimestre suivant (Tableau A4.5), pour l'ensemble du trimestre en cours et du trimestre suivant (Tableau A4.6); finalement, celles du PIB pour le trimestre courant basées sur des modèles incluant des valeurs concomitantes d'un agrégat financier sont présentées au Tableau A4.7. Les statistiques d'évaluation des prévisions du PIB réel, des indices de prix et des composantes du PIB sont présentées aux Tableaux A4.8 à A4.11.

Plusieurs conclusions générales peuvent être tirées de cette analyse détaillée de l'évaluation des différentes prévisions. On observe tout d'abord

---

[35] Le tableau A4.2 de l'annexe 4 donne pour chacune des variables-cibles le nombre effectif de variations du taux de croissance excédant l'écart-type de la variation du taux de croissance au cours des années 70 et le nombre de points de retournement au cours des années 80.

Tableau 12
Comparaison des propriétés des prévisions des modèles autorégressifs et des meilleurs modèles indicateurs pour le trimestre en cours et le trimestre suivant T1 1980 - T2 1989

	Trimestre en cours					
	Modèle autorégressif			Modèle indicateur		
Variable-cible	∫	ME	REQM	Nom du modèle	∫	ME	REQM
Y	0,57	-0,45	0,91	MI1Y*	0,74	-0,14	0,67
P	0,82	-0,25	0,50	C1P	0,83	-0,12	0,44
Q	0,36	-0,16	0,95	MBQ	0,68	-0,03	0,74
PF	0,78	-0,29	0,50	MPF	0,83	-0,16	0,41
IPC	0,86	-0,18	0,46	MCPI	0,88	-0,01	0,38
C$	0,24	-0,49	0,91	MC$	0,18	-0,16	0,87
PC	0,85	-0,16	0,44	MPC	0,86	-0,01	0,39
C	-0,04	-0,16	0,89	MC	0,45	0,09	0,88
I$	0,40	-0,63	3,03	I*PI*	0,57	-0,13	2,62
PI	0,52	-0,26	0,97	MPI	0,59	-0,07	0,86
I	0,45	-0,10	2,96	MI	0,55	-0,05	2,77
H$	0,44	-0,06	5,05	H*PH*	0,48	1,10	13,40
PH	0,39	-0,38	1,06	MPH	0,20	0,06	1,28
H	0,39	0,60	4,62	MH	0,45	0,50	4,46
DD$	0,43	-0,45	1,11	MDD$	0,53	-0,17	0,97
DD	-	-	-	DD*	0,57	0,08	2,06
PDD	-	-	-	PDD*	0,88	-0,04	0,71
P-BIS	0,82	-0,25	0,50	MBP	0,86	-0,14	0,42

(à suivre)

Tableau 12 (suite)
Comparaison des propriétés des prévisions des modèles autorégressifs et des meilleurs modèles indicateurs pour le trimestre en cours et le trimestre suivant T1 1980 - T2 1989

	Trimestre suivant						
	Modèle autorégressif			Modèle indicateur			
Variable-cible	∫	ME	REQM	Nom du modèle	∫	ME	REQM
Y	0,21	-0,69	1,18	MI1Y*	0,68	-0,18	0,72
P	0,76	-0,33	0,60	C1P	0,78	-0,16	0,50
Q	-0,21	-0,17	1,05	MBQ	0,67	-0,03	0,74
PFW	0,72	-0,46	0,65	MPF	0,81	-0,21	0,45
CPI	0,78	-0,30	0,61	MCPI	0,85	-0,03	0,42
C$	0,24	-0,62	0,98	MC$	0,23	0,03	0,95
PC	0,77	-0,27	0,56	MPC	0,82	0,00	0,44
C	-0,37	-0,17	0,91	MC	0,48	0,02	0,84
I$	0,20	-0,90	3,35	I*PI*	0,39	-0,29	2,37
PI	0,53	-0,53	1,04	MPI	0,58	-0,18	0,88
I	0,23	-0,08	3,23	MI	0,38	-0,11	3,07
H$	0,25	-0,10	5,34	H*PH*	0,40	1,55	5,17
PH	0,09	-0,50	1,21	MPH	0,06	-0,04	1,38
H	0,14	0,86	5,09	MH	0,26	0,68	4,86
DD$	0,05	-0,65	1,32	MDD$	0,53	-0,01	0,96
DD	-	-	-	DD*	0,61	-0,04	1,00
PDD	-	-	-	PDD*	0,81	-0,06	0,43
P-BIS	0,75	-0,33	0,60	MBP	0,83	-0,19	0,46

∫ = coefficient de corrélation
ME = erreur moyenne de prévision
REMC = racine de l'erreur moyenne quadratique
* = prévision construite à partir de prévisions relatives aux prix et au volume des composantes

que les modèles prévoient mieux l'évolution des grands agrégats macroéconomiques tels que le PIB ou la demande intérieure finale privée que celle des composantes de la demande. En ce qui concerne les trois types d'agrégats macroéconomiques (nominal, réel et indice de prix), les prévisions de l'évolution des indices de prix sont généralement les meilleures en termes de corrélation avec la série chronologique.

Ces prévisions sont suivies par les prévisions de l'évolution des agrégats macroéconomiques en termes nominaux. Les prévisions des agrégats macroéconomiques en termes réels sont généralement les moins bonnes. Combiner les prévisions de la croissance en termes réels et en termes nominaux ne donne pas toujours de meilleures prévisions de l'évolution nominale de l'agrégat.

Dans les cas de la demande finale privée, des dépenses des ménages et des logements, les prévisions obtenues directement à partir d'un modèle de l'agrégat macroéconomique en termes nominaux sont supérieures à celles qu'on obtient en combinant les prévisions de volume et de prix. La plupart des prévisions relatives aux grands agrégats ne sont pas biaisées et sont efficaces, c'est-à-dire que les estimations de α et β ne sont pas différentes de 0 et de 1 respectivement. Par contre, les prévisions des composantes de la demande sont généralement biaisées, à l'exception de celles du dégonfleur des dépenses des ménages et de celles des investissements fixes (en termes réels) des entreprises et du dégonfleur de ces dépenses.

Les résultats montrent aussi que sur la base du coefficient de corrélation entre la série chronologique et les prévisions, les modèles n'incluant aucune valeur contemporaine d'un agrégat financier donnent de meilleures performances que les modèles incluant de telles valeurs. Parmi tous les modèles, seuls ceux des dépenses des ménages et des dépenses en logements (en dollars courants et constants) génèrent de meilleures prévisions lorsqu'ils utilisent les valeurs concomitantes des agrégats financiers.

En général, cependant, il n'est donc pas nécessaire de s'encombrer de deux types de modèles. Les modèles servant à prédire l'évolution de la variable-cible durant le trimestre en cours et le trimestre suivant s'acquittent bien de la tâche.

Les meilleures prévisions de la croissance du PIB nominal sont toujours celles produites à partir de combinaisons des prévisions de la croissance du PIB réel faites avec les modèles basés sur l'agrégat monétaire M1 (en termes réels) et des prévisions de la croissance du dégonfleur faites avec les modèles basés sur l'agrégat du crédit bancaire à la consommation (modèles MI1Y à MI4Y). Cela est vrai quelque soit l'horizon de prévision ou le type de modèle de prévision (sans ou avec agrégat financier contemporain). Parmi ces derniers, le modèle MI1Y, qui combine la prévision faite de la croissance du PIB réel à l'aide du simple modèle indicateur n'incluant que M1 en termes réels (modèle BMQ), et la prévision de prix tirée du modèle indicateur basé sur le crédit bancaire à la consommation (modèle C1P) est le modèle que nous préférons, même si sa performance (corrélation, erreur moyenne etc.) est parfois marginalement inférieure à celle du modèle qui utilise la prévision de prix basée sur le crédit bancaire à la consommation et le prix de revente moyen des maisons[36] (modèle MI2Y). L'avantage du modèle MI1Y découle du fait qu'il utilise des prévisions de volume et de prix qui sont elles-mêmes parmi les meilleures de leur catégorie et que les modèles indicateurs sous-jacents de volume et prix sont stables.

Parmi les quatre modèles indicateurs du PIB en termes réels, les modèles basés sur M1 en termes réels (modèles BMQ et MMQ) donnent toujours[37] des prévisions qui sont nettement meilleures que celles

---

[36] Ce dernier modèle est instable, voir section 3.

[37] C'est-à-dire pour le trimestre en cours, le trimestre suivant, l'ensemble du trimestre en cours et du trimestre suivant et pour le trimestre en cours avec les modèles utilisant des valeurs concomitantes des agrégats financiers.

des modèles utilisant des agrégats de crédit (modèles C1Q et C2Q). De plus, le simple modèle monétaire (BMQ) est toujours meilleur - d'après tous les critères d'évaluation - que le modèle monétaire qui utilise des variables financières supplémentaires (MMQ).

En ce qui concerne les modèles du dégonfleur implicite du PIB, les meilleurs modèles sont ceux basés uniquement sur M2 (MBP) ou uniquement sur le crédit bancaire aux ménages (C1P). Le premier modèle est légèrement supérieur au deuxième selon la plupart des critères d'évaluation (corrélation, erreur moyenne etc). Les prévisions des deux modèles ne sont pas biaisées. Comme les combinaisons des prévisions du deuxième modèle (C1P) avec celles du PIB en volume donnent de meilleures prévisions du PIB nominal, nous retiendrons le modèle C1P comme meilleur modèle indicateur du dégonfleur implicite du PIB. Les prévisions du modèle MBP devraient toutefois aussi être suivies avec attention. Les meilleures prévisions des autres grands indices de prix (dégonfleur du PIB à pondérations fixes et indice des prix à la consommation) sont celles des simples modèles indicateurs basés sur M2. Les deux modèles donnent d'excellentes prévisions de prix d'après tous les critères retenus.

Les prévisions des composantes de la demande totale sont généralement moins bonnes (biais systématique, coefficient de pente, ß, nettement inférieur à 1, larges erreurs etc). Les seules exceptions sont les prévisions des dégonfleurs de la demande finale et des dépenses des ménages, qui sont très bonnes (forte corrélation avec série chronologique, absence de biais, coefficient de pente, ß, égal à 1 etc). Certaines des autres prévisions sont également non biaisées (dépenses en investissements fixes des entreprises en valeur (PI*I) et en termes réels (I), demande finale en valeur (DD$) et en termes réels (DD)), mais leur corrélation avec la série chronologique est bien plus faible, autour de 0,6 en général. Finalement, les prévisions des dépenses

des ménages en valeur et en termes réels ainsi que celles de tous les agrégats des dépenses en logements sont médiocres.

Il faut également noter qu'aucun des modèles ne donne de très bons résultats dans la prévision des points de retournement.

Pour conclure cette revue des performances des différents modèles indicateurs au plan de la prévision, nous donnons au Tableau 13 une appréciation générale de chacun des agrégats macroéconomiques.

L'existence de plusieurs prévisions des taux de croissance du PIB nominal et réel et de plusieurs prévisions relatives du dégonfleur du PIB soulève naturellement la question de savoir si la prévision du modèle préféré domine (c'est-à-dire englobe) celle des autres modèles. Nous avons estimé deux équations liant la série chronologique de la variable-cible (X) à la prévision provenant du modèle préféré (XP) et à une des autres prévisions possibles (XPA) pour examiner cette question. L'équation 5 n'impose aucune contrainte à la constante ni à la somme des coefficients de la pente dans l'équation.

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * XP_t + \alpha_2 * XPA_t + \mu_t \qquad (5)$$

Une estimation de α_2 qui n'est pas statistiquement différente de zéro signifie que la prévision du modèle préféré englobe la prévision d'un autre modèle possible[38]. La deuxième équation est plus restrictive du fait qu'elle impose la contrainte que la somme des deux coefficients est égale à l'unité. Suivant Holden et Peel (1989), l'équation 6 a été écrite en termes d'erreurs de prévision[39],

$$(X_t - XP_t) = \beta_0 + \beta_2 * (XPA_t - XP_t) + \mu_t \qquad (6)$$

---

[38] Cela signifie aussi qu'une des conditions nécessaires pour que le modèle préféré englobe l'autre modèle possible est satisfaite (Chong et Hendry, 1986).

[39] Lorsque les prévisions individuelles sont biaisées, c'est-à-dire $X_t - XP_t = a + v_t$, l'estimation de l'équation [6] donne des estimations efficientes des pondérations à appliquer aux prévisions individuelles lors de la combinaison des prévisions.

Tableau 13
Évaluation générale du pouvoir prédictif des modèles indicateurs

Variable-cible	Évaluation
PIB	
en dollars courants	très bon
en dollars constants	très bon
dégonfleur	très bon
Dégonfleur du PIB à pondérations fixes	très bon
Indice des prix à la consommation	très bon
Demande finale privée	
en dollars courants	bon
en dollars constants	bon
dégonfleur	très bon
Dépenses des ménages	
en dollars courants	médiocre
en dollars constants	médiocre
dégonfleur	très bon
Dépenses en logements	
en dollars courants	médiocre
en dollars constants	médiocre
dégonfleur	médiocre
Investissements fixes des entreprises	
en dollars courants	bon
en dollars constant	bon
dégonfleur	bon

Les résultats figurant au Tableau 14 montrent que la prévision du modèle préféré de la croissance du PIB en dollars constants est optimale et englobe les prévisions de tous les autres modèles[40]. En ce qui concerne les prévisions de la croissance du dégonfleur du PIB, les résultats indiquent que la prévision du modèle préféré n'englobe pas celles de tous les autres modèles. Une combinaison des prévisions du modèle préféré, qui est basé sur le crédit bancaire aux ménages, et de l'autre modèle possible, qui est basé, lui, sur M2, est optimale par contre. Les performances d'une telle combinaison de prévisions sont légèrement meilleures que celles du modèle préféré (Tableau 15).

La prévision du modèle préféré de la croissance du PIB nominal n'englobe pas non plus toutes les prévisions des autres modèles (Tableau 14). De plus, la prévision de la croissance du PIB nominal établie à partir des prévisions de la croissance du PIB en dollars constants et de la prévision optimale de la croissance du dégonfleur du PIB[41] est englobée par la prévision du modèle préféré.

Les prévisions d'autres modèles qui ajoutent de l'information à la prévision du modèle préféré proviennent essentiellement de modèles quasiment identiques au modèle préféré. Comme le modèle préféré, ils prennent la somme des prévisions de croissance du PIB en termes réels basées sur la croissance de M1 en termes réels et de celles de la croissance du dégonfleur du PIB basée sur le crédit bancaire à la consommation,

---

40 L'analyse des prévisions a été faite uniquement pour les modèles n'incluant pas de valeurs concomitantes des agrégats financiers, étant donné que la performance de ceux-ci est généralement meilleure que celle des modèles incluant des valeurs contemporaines.

41 Cette prévision est construite de la façon suivante,
$P_{opt} = 0{,}39*C1P + 0{,}61*MBP$
P_{opt} = la prévision optimale; C1P et MBP sont les modèles indicateurs correspondants.

Tableau 14
Estimations des pondérations de combinaisons de prévisions
Modèles d'agrégats financiers sans valeurs concomitantes (T2 1980 - T2 1989)

Équation 5 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * XP_t + \alpha_2 * XPA_t + \mu_t$

Équation 6 : $(X_t - XP_t) = \beta_0 + \beta_2 * (XPA_t - XP_t) + \mu_t$

Autre modèle	Modèle préféré	Trimestre en cours		Trimestre suivant	
		α_2	β_2	α_2	β_2
PIB					
Dollars constants	MBQ				
MMQ		*	*	*	*
C1Q		*	*	*	*
C2Q		*	*	*	*
Dégonfleur du PIB	C1P				
MBP		0,68	0,61	0,67	0,66
		(1,91)	(3,07)	(3,02)	(3,06)
MMP		0,28	0,24	0,21	0,24
		(2,11)	(2,01)	(1,51)	(1,72)
PIB nominal	M1Y				
MBY		*	*	*	*
MMY		*	*	*	*
C1Y		*	*	*	*
C2Y		*	*	*	*
M1Y		*	*	*	*
M2Y		0,25	0,25	0,25	0,25
		(1,69)	(1,73)	(1,66)	(1,75)
M3Y		*	*	*	*
M4Y		0,29	0,28	0,32	0,30
		(1,43)	(1,48)	(1,51)	(1,38)
MC3Y		*	*	*	*

* statistiquement non significatif à 20 % et moins (à suivre)

Nota : X = série chronologique; XP = prévision du modèle préféré; XPA = autre prévision du modèle.
statistique t entre parenthèses

Tableau 14 (suite)
Estimations des pondérations de combinaisons de prévisions
Modèles d'agrégats financiers sans valeurs concomitantes (T2 1980 - T2 1989)

Équation 5 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * XP_t + \alpha_2 * XPA_t + \mu_t$

Équation 6 : $(X_t - XP_t) = \beta_0 + \beta_2 * (XPA_t - XP_t) + \mu_t$

Autre modèle	Modèle préféré	Trimestre en cours		Trimestre suivant	
		α_2	β_2	α_2	β_2
PIB nominal					
MC4Y		0,36	0,34	0,35	0,37
		(2,00)	(1,96)	(1,93)	(2,14)
MC5Y		*	*	*	*
MC6Y		*	*	*	*
MI2Y		0,43	0,29	0,51	0,43
		(1,58)	(1,78)	(1,81)	(1,54)
MI3Y		0,60	0,55	0,58	0,61
		(2,12)	(2,13)	(1,86)	(2,09)
MI4Y		0,47	0,38	0,44	0,45
		(2,59)	(2,64)	(2,43)	(2,41)
MI5Y		*	*	*	*
MI6Y		*	*	*	*
MI7Y		*	*	*	*
MI8Y		0,20	0,19	0,20	0,21
		(1,41)	(1,40)	(1,41)	(1,58)
COM1Y		*	*	*	*
COM2Y		*	*	*	*
MI1Y	prévision combinant prévision optimale du dégonfleur et prévision optimale du PIB réel**	*	*	*	*

* statistiquement non significatif à 20 % et moins

** prévision du dégonfleur : P_{opt} = 0.39*C1P + 0.61*MBP; prévision optimale du PIB réel: Q = MBQ.

Nota : X = série chronologique; XP = prévision du modèle préféré; XPA = autre prévision du modèle.

statistique t entre parenthèses

Tableau 15
Comparaison des propriétés des prévisions du modèle préféré et de la prévision optimale
(T1 1980 - T2 1989)

	Modèle préféré			Prévision optimale		
	r	ME	REQM	r	ME	REQM
Prévision pour trimestre en cours						
Dégonfleur du PIB						
C1P	0,83	-0,12	0,44			
MBP	0,86	-0,14	0,42			
P_{opt}				0,87	-0,13	0,40
PIB nominal						
MI1Y (MBQ+C1P)	0,74	-0,14	0,67			
M1Y (MBQ+MBP)	0,67	-0,17	0,74			
Autre modèle, (MBQ+P_{opt})				0,71	-0,16	0,69
Prévision pour trimestre suivant						
Dégonfleur du PIB						
C1P	0,78	-0,16	0,39			
MBP	0,83	-0,19	0,37			
P_{opt}				0,85	-0,18	0,45
PIB nominal						
MI1Y (MBQ+C1P)	0,68	-0,18	0,72			
M1Y (MBQ+MBP)	0,63	-0,39	0,63			
Autre modèle, (MBQ+P_{opt})				0,67	-0,20	0,74

P_{opt} = 0.39*C1P + 0.61*MBP

r = coefficient de corrélation; ME = erreur moyenne; REQM = racine de l'erreur quadratique moyenne.

Tableau 16
Corrélation des erreurs de prévision de la croissance du dégonfleur du PIB et du PIB en dollars constants (T1 1980 - T2 1989)

	C1P	MBP	P_{opt}*
MBQ	-0,50	-0,31	-0,42
C1P	-	0,71	0,89
MBP	-	-	0,95

* $P_{opt} = 0.39*C1P + 0.61*MBP$

sauf que les modèles sous-jacents incluent généralement des variables financières supplémentaires. Les gains découlant en pratique de l'utilisation de prévisions pondérées sont cependant assez faibles et, à notre avis, ils ne compensent ni les inconvénients découlant de la complexité accrue associée à de telles combinaisons, qui sont elles-mêmes des combinaisons de différentes prévisions de volume et de prix, ni la disparition de l'identité comptable entre croissance nominale, croissance réelle et augmentation des prix.

Le fait que les prévisions du modèle préféré de la croissance du PIB nominal englobent celles utilisant les prévisions optimales, efficientes et non biaisées (Tableau 17), de la croissance du PIB en dollars constants et du dégonfleur du PIB se traduit également par des mesures d'évaluation de performance marginalement meilleures (Tableau 15). Cette supériorité du modèle préféré résulte du fait que les erreurs de prévision du taux de croissance du PIB en dollars constants et celles de la prévision du taux de croissance du dégonfleur du PIB tendent à se compenser partiellement au cours de la période d'évaluation et que le coefficient de la corrélation négative entre les erreurs de prévision des modèles utilisés dans le modèle synthétique préféré est plus grand en valeur absolue que celui des prévisions optimales (Tableau 16). L'utilisateur de tels modèles indicateurs doit donc choisir entre, d'une part, la cohérence des prévisions de l'agrégat macroéconomique nominal et de ses composantes prix et volume et, d'autre

Tableau 17
Prévisions pour le trimestre en cours et le suivant et données effectives (T2 1980 - T2 1989)

Trimestre en cours

Variable-cible	Modèle	α_0	α_1	rhô	$\bar{R}^2$	DW
PIB						
Dollars constants	MBQ	-0,08 (0,42)	1,07 (5,55)	-	0,45	1,65
Dégonfleur	C1P	-0,21 (1,13)	1,07 (8,77)	-	0,68	1,75
	MBP	-0,15 (0,95)	1,01 (9,93)	-	0,73	1,80
	P_{opt}[1]	-0,26 (1,60)	1,09 (10,51)	-	0,75	1,92
Dollars constants	MI1Y (MBQ+C1P)	-0,02 (0,03)	0,94 (4,33)	0,37 (2,04)	0,57	1,92
	alt. (MBQ+P_{opt})	0,16 (0,31)	0,86 (3,98)	0,40 (2,35)	0,55	1,86
Dégonfleur du PIB à pondérations fixes	MPF	0,03 (0,18)	0,88 (8,66)	-	0,67	1,88
Indice des prix à la consommation	MCPI	-0,18 (1,08)	1,11 (11,09)	-	0,77	1,92

1. P_{opt} = 0.39*C1P + 0.61*MBP (à suivre)
2. rhô = estimation du coefficient d'autocorrélation

Nota :
$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * XP_t + \mu_t$
X_t = données effectives; XP_t = prévisions.
statistique t entre parenthèses

Tableau 17 (suite)
Prévisions pour le trimestre en cours et le suivant et données effectives (T2 1980 - 1989 T2)

Trimestre suivant

Variable-cible	Modèle	α_0	α_1	rhô	$\bar{R}^2$	DW
PIB						
Dollars constants	MBQ	-0,09 (0,43)	1,07 (5,41)	-	0,44	1,55
Dégonfleur	C1P	-0,29 (1,25)	1,09 (7,30)	-	0,59	1,14
	MBP	-0,16 (0,90)	0,98 (8,88)	-	0,68	1,33
	P_{opt}	-0,34 (1,80)	1,11 (9,39)	-	0,71	1,37
Dollars courants	MI1Y (MBQ+C1P)	0,27 (0,49)	0,80 (3,44)	0,46 (2,66)	0,53	1,87
	alt. (MBQ+P_{opt})	0,30 (0,55)	0,78 (3,50)	0,47 (2,79)	0,53	1,80
Dégonfleur du PIB à pondérations fixes	MPF	0,01 (0,05)	0,86 (8,23)	-	0,65	1,40
Indice des prix à la consommation	MCPI	-0,23 (1,20)	1,13 (9,73)	-	0,72	1,33

1. P_{opt} = 0.39*C1P + 0.61*MBP
2. rhô = estimation du coefficient d'autocorrélation

Nota :
$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * XP_t + \mu_t$
X_t = données effectives; XP_t = prévision.
statistique t entre parenthèses

part, l'efficience maximale de la prévision, qui, en exploitant la corrélation négative entre les erreurs de prévision des composantes prix et volume, brise la cohérence comptable.

Les principales conclusions de cet examen détaillé du pouvoir prédictif des différents modèles indicateurs sont les suivantes :

- Pour tous les grands agrégats macroéconomiques, PIB nominal et réel, dégonfleur du PIB et IPC, et pour pratiquement toutes les composantes de la demande privée, il n'est pas nécessaire d'utiliser des modèles indicateurs incluant des valeurs concomitantes des agrégats financiers. Les modèles n'utilisant que des valeurs retardées fonctionnent aussi bien.

- Les modèles prédisent assez bien la croissance des grands agrégats macroéconomiques. Par contre, les prévisions des composantes de la demande finale privée sont souvent moins satisfaisantes.

- Les modèles n'incluant qu'un seul agrégat financier et aucune autre variable financière sont généralement les meilleurs.

- Seuls trois agrégats financiers entrent dans les meilleurs modèles des grands agrégats macroéconomiques. Ce sont M1, corrigé par l'IPC, dans le cas du PIB réel, et le crédit bancaire à la consommation, ou M2 dans le cas du dégonfleur du PIB. M2 sert aussi à prédire l'évolution du dégonfleur du PIB à pondérations fixes et de l'IPC. La meilleure prévision de la croissance du PIB nominal est celle qui est égale à la somme des prévisions de la croissance du PIB réel expliquée par M1 en termes réels et de la croissance du dégonfleur du PIB basée sur le crédit bancaire à la consommation.

- L'utilisation de données corrigées des variations saisonnières n'affecte pas nos conclusions concernant les modèles indicateurs de la croissance du PIB en dollars constants et du dégonfleur du PIB. Les estimations présentées au Tableau A5.1 de l'Annexe montrent que les coefficients attachés à M1 (en termes réels) et au crédit bancaire à la consommation augmentent même avec l'utilisation des données non corrigées des variations saisonnières lorsque des variables muettes saisonnières sont ajoutées à l'équation du modèle indicateur (Tableau A5.1 à l'Annexe).

- La relation entre la croissance du PIB en dollars constants et celle de M1 en termes réels est linéaire. Contrairement à certains résultats d'études américaines tendant à montrer qu'une baisse de M1 avait plus d'effet qu'une augmentation de M1[42], l'ajout d'une variable supplémentaire captant uniquement les baisses de M1 n'a aucun pouvoir explicatif (Tableau A5.2 à l'Annexe). De même, l'ajout du taux de croissance du carré de M1 n'améliore pas l'ajustement de l'équation.

- Finalement, le modèle indicateur de la croissance du PIB en dollars constants englobe l'indicateur précurseur de Statistique Canada[43], lorsqu'on veut pouvoir utiliser le modèle indicateur dès que les données financières sont disponibles. Comme les données de l'indicateur précurseur de Statistique Canada pour un trimestre complet ne sont disponibles que deux mois après la fin de ce trimestre, la valeur que prend cet indicateur précurseur au trimestre t n'est pas utile pour prévoir la croissance du PIB au trimestre t+1. D'autre part, les coefficients attachés à l'indicateur précurseur retardé de deux ou trois trimestres ne sont pas statistiquement significatifs dans une version élargie du modèle indicateur (Tableau A5.3 de l'Annexe).

5. Prévisions des modèles indicateurs et révisions des données des comptes nationaux

Comme les premières estimations des données de la comptabilité nationale sont sujettes à de nombreuses révisions, il est intéressant de se demander si les prévisions des modèles indicateurs ne contiennent pas de l'information qui permettrait d'accroître la précision de ces chiffres. En général, les données de la comptabilité nationale concernant l'activité économique au trimestre t (premières estimations) sont publiées vers la fin

---

42 Voir par exemple De Long, J. B. et Summers, L. H., 1988.

43 L'objectif de cet indice précurseur est d'anticiper les nouvelles tendances du cycle économique. Les dix composantes de cet indice sont les ventes de meubles et d'appareils ménagers, les ventes au détail de biens durables, les dépenses en logements, l'indicateur précursuer des États-Unis, le ratio des livraisons aux stocks de produits finis, les nouvelles commandes de biens durables, le nombre moyen d'heures travaillées par semaine, l'emploi dans les services aux personnes et entreprises, l'indice du cours des actions à la Bourse de Toronto (TSE300) et l'agrégat monétaire M1. Pour plus de détails sur cet indice précurseur et sa performance, voir Cross et Roy-Mayrand (1989).

du deuxième mois du trimestre t + 1. Ces données seront par la suite révisées lors de la publication des données des trimestres suivants de la même année, et en juin au cours des quatre années suivantes, lors de la publication des données du premier trimestre. Finalement les données font l'objet de révisions occasionnelles lors des mises à jour décennales ou quinquennales des comptes nationaux[44].

Dans les lignes qui suivent, nous examinons tout d'abord si les prévisions des modèles indicateurs permettent d'anticiper les premières révisions des données (deuxièmes estimations) qui sont publiées au trimestre t + 2. L'équation 7 qui, relie les deuxièmes estimations (DE) de la croissance au cours du trimestre t du PIB et de ses composantes prix et volume aux prévisions des modèles indicateurs pour le trimestre t (mod. ind.) et les premières estimations (PE), a été estimée sur la période T1 1980 - T3 1989. Les prévisions des modèles indicateurs utilisées dans cet exercice proviennent de modèles qui utilisent uniquement les données qui auraient été disponibles au moment de la production de cette prévision. Par exemple, la prévision de la croissance des grands agrégats macroéconomiques au premier trimestre de 1980 est faite à partir de modèles utilisant les données allant jusqu'au quatrième trimestre 1979 et qui ont été publiées en février 1980[45].

---

[44] Voir Clift et Wells (1990) pour plus de détails sur les procédures de révision des comptes nationaux et sur leur importance quantitative.

[45] Les performances en matière de prévision des modèles utilisant les données disponibles au moment où la prévision aurait été faite ne sont guère différentes de celles reproduites à la section précédente et qui proviennent de modèles utilisant les données publiées en février 1990. Quand on utilise les données de février 1990 comme données de référence, le modèle de la croissance du PIB en dollars constants donne une erreur de prévision moyenne de -0,04 pour les modèles utilisant les données chronologiques et de -0,03 pour les modèles utilisant uniquement les données de février 1990. En ce qui concerne les prévisions de la croissance du dégonfleur du PIB, ces erreurs moyennes sont respectivement de -0,18 et de -0,12.

Les modèles indicateurs utilisés pour cette analyse sont les simples modèles monétaires utilisant uniquement des valeurs retardées des agrégats financiers. Le modèle avec l'agrégat M1 en termes réels (modèle MBQ) sert à prévoir la croissance du PIB en dollars constants et le modèle utilisant M2 (modèle MBP) sert à prévoir la croissance du dégonfleur du PIB[46]. La prévision de la croissance du PIB nominal est simplement la somme des prévisions de la croissance des composantes prix et volume[47].

$$DE_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{mod. ind.}_t + \alpha_2 * PE_t \qquad (7)$$

D'autre part, nous avons également examiné la possibilité que les prévisions des modèles indicateurs contiennent de l'information quant aux révisions ultérieures. À cet effet, nous avons estimé l'équation 8 qui lie les données les plus récentes (DF) aux premières estimations données du trimestre t et à la prévision des modèles indicateurs pour ce trimestre. Les données les plus récentes sont celles publiées en février 1990.

$$DF_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{mod. ind.}_t + \alpha_2 * PE_t \qquad (8)$$

---

46 Le modèle préféré du dégonfleur du PIB, basé sur le crédit bancaire aux ménages (modèle C1P), n'est pas utilisé ici parce que les chiffres disponibles du crédit au moment où la prévision aurait été faite n'existent plus dans les banques de données.

47 Jusqu'à la publication des comptes nationaux en juin 1986, les grands agrégats macroéconomiques étaient construits en termes du produit national brut (PNB). Par la suite, le produit intérieur brut (PIB) est devenu le cadre de référence de la comptabilité nationale. C'est pourquoi l'analyse porte sur les prévisions et les révisions de la croissance trimestrielle du PNB nominal et de ses composantes prix et volume jusqu'au premier trimestre de 1986, et, par la suite, sur la croissance trimestrielle du PIB et de ses composantes prix et volume.

Étant donné que, dans les estimations préliminaires, l'estimation de la constante de chacune des équations n'était pas statistiquement différente de zéro et que celle de la somme des estimations des coefficients de pente, $\alpha_1 + \alpha_2$, n'était pas statistiquement différente de l'unité (Tableau 18.1), ces deux contraintes ont été imposées dans les estimations figurant au Tableau 18.2. Les principaux résultats sont les suivants :

- les prévisions des modèles indicateurs, particulièrement celles de la croissance du PIB nominal et du dégonfleur du PIB, contiennent de l'information supplémentaire par rapport à celle fournie par les premières estimations des comptes nationaux.

- l'hypothèse de stabilité des résultats d'estimation ne peut pas être rejetée lorsque la période originale d'estimation est divisée en deux. Cependant, les estimations des pondérations des prévisions des modèles indicateurs sont généralement légèrement plus élevés pour la période d'estimation couvrant la deuxième moitié des années 80.

- les estimations des pondérations des modèles indicateurs sont plus élevées lorsque les combinaisons des premières estimations et prévisions servent à anticiper les données finales.

- en pratique, l'utilisation de telles combinaisons des premières estimations et prévisions des modèles indicateurs ne réduirait guère, en moyenne, l'ampleur des révisions. Cependant, elle permettrait d'anticiper certaines des grandes révisions. En effet, la légère réduction en valeur de la racine de la moyenne du carré des révisions montre que ces combinaisons réduisent la taille des révisions individuelles dans certains cas.

- une combinaison des premières estimations et des prévisions des modèles indicateurs utilisant les pondérations résultant de l'estimation de l'équation 7 sur la période T1 1980 - T4 1985 n'aurait pratiquement pas eu d'effet sur la révision moyenne au cours de T1 1986 - T3 1989 (Tableau 19). Cependant, une telle utilisation aurait permis de d'anticiper quelques-unes des révisions les plus grandes.

- des conclusions semblables se dégagent de la comparaison des révisions des premières estimations et des données les plus récentes. L'utilisation de pondérations estimatives provenant de l'estimation de

Tableau 18.1
Premières et deuxièmes estimations et données finales des comptes nationaux et prévisions des modèles indicateurs (T1 1980 - T3 1989)

Premières (PE) et deuxièmes estimations (DE)

Équation 7 : $DE_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{mod. ind.}_t + \alpha_2 * PE_t$

	α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$	D.W.
PIB					
En dollars courants	-0,272	0,228	0,902	0,91	1,88
	(1,71)	(3,87)	(18,04)		
En dollars constants	0,016	0,028	1,000	0,95	2,41
	(0,41)	(0,65)	(31,19)		
Dégonfleur	-0,031	0,228	0,769	0,83	1,51
	(0,24)	(2,35)	(9,32)		

Premières estimations (PE) et données finales (DF)

Équation 8 : $DF_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{mod. ind.}_t + \alpha_2 * PE_t$

	α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$	D.W.
PIB					
En dollars courants	-0,109	0,318	0,765	0,73	1,77
	(0,40)	(3,19)	(8,98)		
En dollars constants	0,276	0,017	0,837	0,79	2,15
	(2,63)	(0,16)	(9,79)		
Dégonfleur	0,037	0,474	0,422	0,70	1,28
	(0,24)	(4,07)	(4,26)		

Tableau 18.2
Premières et deuxièmes estimations et données finales des comptes nationaux et prévisions des modèles indicateurs

Premières (PE) et deuxièmes estimations (DE)

Équation 7 : $DE_t = \alpha * \text{mod. ind.}_t + (1-\alpha) * PE_t$

	PIB nominal			PIB réel			Dégonfleur du PIB		
	α	$\bar{R}^2$	D.W.	α	$\bar{R}^2$	D.W.	α	$\bar{R}^2$	D.W.
T1 80-T3 89	0,152 (3,84)	0,90	1,73	0,016 (0,53)	0,97	2,14	0,220 (2,91)	0,84	1,48
T1 80-T1 83	0,112 (1,63)	0,91	1,63	-0,026 (0,60)	0,98	2,92	0,254 (1,60)	0,72	1,36
T1 84-T3 85	0,211 (5,19)	0,89	2,54	0,125 (3,05)	0,93	2,00	0,188 (3,49)	0,85	1,93
T1 80-T4 85	0,096 (1,71)	0,91	1,94	-0,018 (0,48)	0,87	2,36	0,168 (1,59)	0,83	1,37
T1 86-T3 89	0,260 (7,12)	0,92	2,11	0,155 (4,57)	0,97	1,38	0,392 (6,43)	0,83	2,55

Premières estimations (PE) et données finales (DF)

Équation 8 : $DF_t = \alpha * \text{mod. ind.}_t + (1-\alpha) * PE_t$

	PIB nominal			PIB réel			Dégonfleur du PIB		
	α	$\bar{R}^2$	D.W.	α	$\bar{R}^2$	D.W.	α	$\bar{R}^2$	D.W.
T1 80-T3 89	0,289 (4,41)	0,73	1,61	0,180 (2,10)	0,76	1,87	0,516 (5,42)	0,68	1,23
T1 80-T4 86	0,285 (3,56)	0,73	1,48	0,164 (1,60)	0,75	1,86	0,572 (5,01)	0,69	1,17
T1 80-T4 83	0,316 (2,83)	0,73	1,48	0,156 (1,35)	0,82	1,64	0,583 (3,15)	0,28	1,02
T1 84-T4 86	0,214 (1,96)	0,69	2,26	0,191 (0,84)	0,34	1,91	0,559 (4,86)	0,20	1,69
T1 80-T4 83*	0,371 (4,05)	0,83	1,28	0,203 (2,07)	0,89	1,86	0,588 (2,88)	0,67	1,37

* Estimations avec comptes nationaux de T4 1983 publiés en février 1984.

l'équation 8 sur la période T1 1980 - T4 1983, avec comme données finales les données disponibles en février 1984, aurait permis de réduire la révision moyenne du taux de croissance du PIB nominal à zéro au cours de T1 1984 - T4 1986[48]. Cependant, la révision moyenne du dégonfleur du PIB aurait augmenté quelque peu.

- d'après l'équation 8 estimée sur T1 1980 - T4 1986, il faudrait s'attendre à une légère révision à la baisse de la moyenne du taux de croissance trimestrielle du PIB nominal en 1987 et 1988 et à une légère révision à la hausse en 1989. La moyenne du taux de croissance du PIB en dollars constants devrait être révisée à la baisse au cours des trois années, tandis que celle du dégonfleur du PIB nominal devrait être réduite très marginalement en 1987 et 1988 et révisée à la hausse en 1989 (Tableau 20).

6. Comparaison du contenu informatif des prévisions des modèles indicateurs avec celui des prévisions faites par le secteur privé

La précision des prévisions macroéconomiques canadiennes de court terme faites par le secteur privé a déjà été examinée de façon approfondie à plusieurs reprises par Daub (1973, 1981 et 1987), mais, dans aucune des études effectuées, la possibilité qu'une combinaison de prévisions donne de meilleurs résultats que chacune des prévisions individuelles n'a été envisagée. Dans les lignes qui suivent, nous examinons l'hypothèse que les prévisions des modèles indicateurs contiennent des informations qu'on ne trouve pas dans les prévisions du secteur privé et qu'il serait donc optimal de combiner les deux types de prévisions. Les modèles indicateurs utilisés ici sont les mêmes que ceux qui ont été utilisés pour prévoir les révisions des comptes nationaux (Section 5), c'est-à-dire le modèle MBQ utilisant M1 en termes réels pour prédire la croissance du PIB en dollars constants, le modèle MBP, qui utilise

---

[48] L'analyse des anticipations des révisions par rapport aux données les plus récentes s'arrête au quatrième trimestre de 1986, du fait que les données des comptes nationaux pour les années 1987-89 sont encore loin d'être finales.

Tableau 19
Amélioration de la précision des données de la comptabilité nationale due à la combinaison avec les prévisions des modèles indicateurs
(Révision du taux de croissance trimestriel de la variable-cible)

Comparaison de la deuxième estimation avec la combinaison de la première estimation et de la prévision des modèles indicateurs
T1 1986 - T3 1989
(utilisant équation estimée sur T1 1980 - T4 1985)

	Révision[1] moyenne		Racine de la moyenne des révisions au carré	
	deuxième - première	deuxième - combinaison	deuxième - première	deuxième - combinaison
PIB nominal	0,15	0,12	0,32	0,24
PIB réel	0,08	0,06	0,13	0,14
Dégonfleur du PIB	0,06	0,05	0,26	0,18

Comparaison des données les plus récentes avec une combinaison de la première estimation et de la prévision des modèles indicateurs
T1 1984 - T4 1986
(utilisant équation estimée sur T1 1980 - T4 1983)

	Révision[2] moyenne		Racine de la moyenne des révisions au carré	
	finale - première	finale - combinaison	finale - première	finale - combinaison
PIB nominal	0,10	-0,01	0,46	0,50
PIB réel	0,17	0,15	0,59	0,56
Dégonfleur du PIB	-0,07	-0,17	0,55	0,31

1. révision : deuxième estimation - première estimation.
2. révision : estimation finale - première estimation.

Tableau 20
Révision anticipée des données des comptes nationaux : T1 1987 - T3 1989, Combinaison des premières estimations et prévisions des modèles indicateurs moins premières estimations
(Révision des taux de croissance trimestriels de la variable-cible)

PIB		Nominal	Réel	Dégonfleur
1987	T1	-0,37	-0,14	-0,21
	T2	0,13	-0,01	0,16
	T3	-0,23	-0,42	0,20
	T4	0,12	0,11	0,03
1988	T1	-0,32	-0,15	-0,16
	T2	-0,41	-0,46	0,05
	T3	-0,46	-0,14	-0,32
	T4	0,06	-0,06	0,14
1989	T1	0,01	0,13	-0,11
	T2	0,30	-0,19	0,50
	T3	0,14	-0,03	0,18

M2 pour prévoir la croissance du dégonfleur du PIB, et le modèle M1Y, qui combine la croissance prévue du PIB en dollars constants et du dégonfleur du PIB pour prévoir la croissance du PIB nominal[49]. Les prévisions de ces modèles sont celles qui auraient été faites avec les données disponibles au moment où ces prévisions auraient été faites.

Pour obtenir les poids à accorder aux diverses prévisions, nous avons estimé les équations (9), (10) et (11) ci-dessous. Ces équations relient le taux de croissance effectif de la variable-cible, X, au taux de croissance de la prévision du secteur privé, Xpriv., et au taux de croissance prévu par le

[49] Les résultats de combinaisons des prévisions du secteur privé avec les prévisions d'autres modèles indicateurs basés sur les agrégats monétaires (modèles MMQ, MMP, MBY, MMY et M2Y à M4Y) sont présentés dans Muller (1989). Seules les prévisions des meilleurs modèles indicateurs, en termes de performance de prévision, sont retenues ici.

modèle indicateur, XP. Pour chacune des trois variables-cibles (PIB nominal et ses composantes prix et volume),[50] trois cas différents ont été examinés. La première équation lie les prévisions du secteur privé, $Xpriv._t$, et la prévision du modèle indicateur, XP_t, faites pour le trimestre t au cours du trimestre t (prévisions pour le trimestre en cours) aux données chronologiques du trimestre t, X_t. La deuxième équation lie les prévisions du secteur privé, $Xpriv._{t+1,t}$, et des modèles indicateurs, $XP_{t+1,t}$, faites au trimestre t pour le trimestre t+1 (prévisions pour le trimestre suivant) aux données chronologiques du trimestre t+1. Finalement, la troisième équation combine les prévisions de la croissance des variables-cibles au cours des trimestres t et t+1, lesquelles ont été réalisées au trimestre t par le secteur privé, $Xpriv_{(t+t+1),}$ à celles provenant des modèles indicateurs, $XP_{(t+t+1)}$.

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._t + \alpha_2 * XP_t + \mu_t \qquad (9)$$

$$X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1} \qquad (10)$$

$$X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)} \qquad (11)$$

Si les deux types de prévisions contiennent de l'information utile et indépendante, les estimations de α_1 et α_2 seront statistiquement différentes de zéro. Si les deux types de prévisions contiennent de l'information utile, mais que l'information véhiculée par l'une englobe l'information contenue dans l'autre, le coefficient de la deuxième ne sera pas statistiquement différent de zéro. Si les deux types de prévisions fournissent la même information, il ne sera pas possible d'identifier séparément les deux coefficients α_1 et α_2.

---

50 Jusqu'au deuxième trimestre de 1986, les variables-cibles sont le PNB nominal et ses composantes prix et volume.

Comme les données des comptes nationaux sont fréquemment révisées, le choix des données chronologiques de référence n'est pas évident. Les résultats qui figurent aux Tableaux 21, 22 et 23 utilisent deux ensembles de données de référence. Les données de référence dans le premier cas sont les premières estimations de la comptabilité nationale publiées par Statistique Canada, tandis que les données de référence du deuxième sont les données publiées en février 1989. Les différences entre ces deux jeux de données reflètent, d'une part, les révisions normales des premières estimations faites au cours des trimestres suivants et lors de la publication des données au mois de juin de chacune des quatre années suivantes et, d'autre part, les révisions associées au changement décennal, effectué en juin 1986, de l'année de référence des données de la comptabilité nationale et une révision spéciale, faite en juin 1987 et qui a affecté les données des quatre années précédentes. Les prévisions du secteur privé retenues dans cet exercice sont celles du Conference Board du Canada et de DRI, deux des plus importants organismes privés de prévision[51].

Les résultats figurant aux Tableaux 21 à 23 montrent que les prévisions des modèles indicateurs ne contiennent pas d'information additionnelle par rapport aux prévisions de la croissance du PIB nominal faites par le secteur privé. Par contre, les prévisions du modèle indicateur de la croissance du PIB en dollars constants faites au trimestre t pour le trimestre t + 1 (prévision pour le trimestre suivant) ajoutent de l'information à la prévision du Conference Board[52]. Finalement, les prévisions de la croissance du dégonfleur du PIB provenant du modèle indicateur ajoutent pratiquement, à tous les horizons de prévision, de l'information à celles du Conference Board et à celles faites

---

51 Les prévisions trimestrielles pour le trimestre en cours et le trimestre suivant faites par ces deux organismes de prévision au cours de la période T1 1980 - T4 1988 sont données dans Muller (1989).

52 Les prévisions pour le trimestre suivant du modèle indicateur, MMQ, ajoutent aussi de l'information aux prévisions de DRI (voir Muller, 1989).

Tableau 21
Combinaison de prévisions du secteur privé et du modèle indicateur M1Y
Croissance du PIB nominal
(1980 T3 - T4 1988)

Équation 9 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv_{-t} + \alpha_2 * XP_t + \mu_t$

Équation 10 : $X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv_{-t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1}$

Équation 11 : $X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv_{-(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)}$

Équation et données de référence		Conference Board α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$ D.W.
(9)	**Premières estimations**	0,872 (2,14)	0,865 (4,58)	-0,250 (1,34)	0,40 1,66
	Estimations de février 89	0,566 (1,62)	0,920 (5,69)	-0,098 (0,61)	0,55 1,39
(10)	**Premières estimations**	1,147 (1,85)	0,320 (1,17)	0,054 (0,28)	-0,06 1,34
	Estimations de février 89	1,220 (1,76)	0,246 (0,85)	0,177 (1,07)	0,22* 1,88
(11)	**Premières estimations**	2,167 (1,63)	0,361 (1,19)	0,081 (0,64)	0,44* 1,48
	Estimations de février 89	2,028 (1,76)	0,546 (2,30)	-0,033 (0,31)	0,63* 1,37

* Après correction pour autocorrélation de premier degré

(à suivre)

Tableau 21 (suite)
Combinaison de prévisions du secteur privé et du modèle indicateur M1Y
Croissance du PIB nominal
(1980 T3 - T4 1988)

Équation 9 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv_{-t} + \alpha_2 * XP_t + \mu_t$

Équation 10 : $X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv_{-t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1}$

Équation 11 : $X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv_{-(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)}$

Équation et données de référence	DRI α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$ D.W.
(9) Premières estimations	0,391	0,760	-0,052	0,22
	(0,70)	(3,19)	(0,28)	1,46
Estimations de février 89	0,889	0,426	0,099	0,31*
	(1,35)	(1,71)	(0,53)	2,05
(10) Premières estimations	1,123	0,281	0,121	0,00
	(1,78)	(1,02)	(0,66)	1,43
Estimations de février 89	1,456	0,194	0,094	0,25*
	(2,06)	(0,63)	(0,54)	1,99
(11) Premières estimations	2,350	0,360	0,039	0,45*
	(2,10)	(1,74)	(0,24)	1,42
Estimations de février 89	2,774	0,258	0,061	0,58*
	(2,40)	(1,35)	(0,42)	1,31

* Après correction pour autocorrélation de premier degré

Tableau 22
Combinaison de prévisions du secteur privé et du modèle indicateur MBQ
Croissance de PIB en dollars constants
(1980 T3 - T4 1988)

Équation 9 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._t + \alpha_2 * XP_t + \mu_t$

Équation 10 : $X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1}$

Équation 11 : $X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)}$

Équation et données de référence	Conference Board α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$ D.W.
(9) Premières estimations	0,016	1,115	0,142	0,64
	(0,10)	(5,53)	(0,87)	1,84
Estimations de février 89	0,252	1,064	0,058	0,59
	(1,57)	(5,25)	(0,35)	1,88
(10) Premières estimations	-0,011	0,100	**0,705**	0,23
	(0,03)	(0,22)	(3,12)	1,37
Estimations de février 89	0,259	0,065	**0,591**	0,17
	(0,82)	(0,14)	(2,66)	1,60
(11) Premières estimations	0,439	0,819	0,089	0,63*
	(0,54)	(2,20)	(0,59)	1,33
Estimations de février 89	0,816	0,724	0,015	0,57
	(1,14)	(2,13)	(0,10)	1,40

* Après correction pour autocorrélation de premier degré

(à suivre)

Tableau 22 (suite)
Combinaison de prévisions du secteur privé et du modèle indicateur MBQ
Croissance de PIB en dollars constants
(T3 1980 - T4 1988)

Équation 9 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._t + \alpha_2 * XP_t + \mu_t$

Équation 10 : $X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1}$

Équation 11 : $X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)}$

Équation et données de référence		DRI α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$ D.W.
(9)	Premières estimations	-0,116	0,953	0,233	0,54
		(0,64)	(4,22)	(1,25)	1,49
	Estimations de février 89	0,077	0,995	0,116	0,502
		(0,42)	(4,36)	(0,61)	2,14
(10)	Premières estimations	0,198	0,548	0,228	0,38*
		(0,60)	(1,67)	(0,95)	1,76
	Estimations de février 89	0,147	0,648	0,343	0,298
		(0,66)	(2,29)	(1,56)	1,49
(11)	Premières estimations	0,697	0,436	0,171	0,66
		(0,96)	(1,57)	(0,78)	1,32
	Estimations de février 89	0,826	0,540	0,084	0,61*
		(1,36)	(2,03)	(0,40)	1,53

* Après correction pour autocorrélation de premier degré

Tableau 23
Combinaison de prévisions du secteur privé et du modèle indicateur MBQ
Croissance du PIB en dollars constants
(T3 1980 - T4 1988)

Équation 9 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._t + \alpha_2 * XP_t + \mu_t$

Équation 10 : $X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1}$

Équation 11 : $X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)}$

Équation et données de référence	Conference Board α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$ D.W.
(9) Premières estimations	-0,432	0,563	**0,477**	0,78
	(1,35)	(4,96)	(4,48)	1,76
Estimations de février 89	-0,144	0,507	**0,490**	0,75
	(0,89)	(5,40)	(4,76)	1,72
(10) Premières estimations	-0,078	0,799	0,178	0,52
	(0,29)	(3,80)	(0,94)	1,62
Estimations de février 89	-0,304	0,798	**0,302**	0,85
	(2,31)	(7,81)	(3,20)	1,67
(11) Premières estimations	-0,461	0,631	**0,443**	0,79
	(1,47)	(5,71)	(4,37)	1,76
Estimations de février 89	0,582	0,348	**0,272**	0,87*
	(1,02)	(2,85)	(2,53)	1,68

* Après correction pour autocorrélation de premier degré

(à suivre)

Table 23 (suite)
Combinaison de prévisions du secteur privé et du modèle indicateur MBQ
Croissance du PIB en dollars constants
(T3 1980 - T4 1988)

Équation 9 : $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._t + \alpha_2 * XP_t + \mu_t$

Équation 10 : $X_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{t+1,t} + \alpha_2 * XP_{t+1,t} + \mu_{t+1}$

Équation 11 : $X_{(t+t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 * Xpriv._{(t+t+1),t} + \alpha_2 * XP_{(t+t+1),t} + \mu_{(t+t+1)}$

Équation et données de référence	DRI α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$ D.W.
(9) Premières estimations	0,019	0,681	0,174	0,52
	(0,07)	(3,66)	(0,80)	1,90
Estimations de février 89	0,058	0,491	**0,349**	0,67
	(0,03)	(3,85)	(2,33)	1,64
(10) Premières estimations	-0,067	0,869	0,086	0,53
	(0,26)	(3,98)	(0,38)	1,67
Estimations de février 89	0,357	0,554	0,062	0,78*
	(1,13)	(3,72)	(0,41)	1,84
(11) Premières estimations	-0,444	0,776	0,232	0,78
	(1,36)	(5,99)	(1,75)	1,63
Estimations de février 89	1,791	0,108	-0,027	0,84*
	(1,64)	(0,95)	(0,24)	1,38

* Après correction pour autocorrélation de premier degré

pour le trimestre en cours par DRI lorsque les données disponibles en février 1989 sont utilisées comme données de référence.

7. Conclusions

La principale conclusion à tirer de cette étude approfondie de l'information véhiculée par les agrégats financiers est de nature positive. Malgré les nombreuses innovations financières qui ont perturbé la relation entre les agrégats financiers et la dépense totale, ces agrégats sont encore de très utiles sources d'information sur l'évolution des grands agrégats macroéconomiques. Il est bien trop tôt pour les jeter aux orties.

Tout d'abord, en ce qui concerne les simples liens concomitants entre croissance trimestrielle des agrégats financiers et croissance trimestrielle des grands agrégats macroéconomiques, les agrégats monétaires au sens large, M2, M2+, M3 et M3+, sont les agrégats financiers qui, en longue période, suivent de plus près la dépense totale. Ce lien est cependant moins fort à court terme et toute estimation de l'évolution du PIB nominal faite à partir de celle des agrégats monétaires au sens large doit être interprétée avec prudence.

D'autre part, nous avons montré qu'il est possible de construire des modèles indicateurs utilisant soit uniquement des valeurs retardées soit des valeurs concomitantes et retardées d'agrégats financiers et d'autres variables financières. Bien qu'a priori on puisse penser que des modèles de ce genre sont tout particulièrement sujets à la critique de Lucas, nous avons montré que ces modèles ont été très stables au cours des quinze dernières années, et ce, en dépit des changements de régime de politique monétaire et des nombreuses innovations qui se sont produites. Parmi les nombreux modèles qui ont été examinés, ceux des grands agrégats macroéconomiques sont les meilleurs en termes de performance au plan de la prévision. Les modèles des composantes de la demande sont bien moins performants et ne méritent pas d'être considérés comme des outils d'information.

En ce qui concerne les grands agrégats macroéconomiques, il n'est pas nécessaire d'entretenir conjointement des modèles qui n'utilisent que des valeurs retardées des agrégats financiers (modèle type I) et des modèles qui utilisent des valeurs concomitantes et retardées des agrégats financiers (modèle type II). Le premier type de modèle sert à prévoir la croissance des variables-cibles au cours des trimestres courant et suivant, tandis que le deuxième type de modèle ne permet que de produire une prévision pour le trimestre en cours. La performance du premier type de modèles est généralement meilleure que celle du deuxième type. Les modèles n'utilisant qu'un seul agrégat financier et aucune autre variable financière comme variable explicative donnent de meilleures prévisions que ceux utilisant plusieurs variables financières. Notre préférence va donc aux modèles les plus simples.

Ces modèles n'utilisent qu'un très petit nombre d'agrégats financiers. L'agrégat M1 dégonflé par l'indice des prix à la consommation sert à expliquer la croissance du PIB réel; le crédit bancaire à la consommation sert à expliquer l'évolution du dégonfleur du PIB, et la croissance prévue du PIB nominal est simplement la somme des prévisions de la croissance des composantes prix et volume. L'agrégat M2 peut servir à produire une autre prévision de la croissance du dégonfleur du PIB et il sert également à prévoir la croissance du dégonfleur du PIB à pondérations fixes et de l'indice des prix à la consommation.

Finalement, nous avons aussi montré que les prévisions faites à l'aide de ces modèles permettent d'anticiper en partie les révisions des données de la comptabilité nationale. L'amélioration de la précision des données de la comptabilité nationale est cependant généralement assez faible. D'autre part, nos résultats indiquent que certaines des prévisions macroéconomiques ne tiennent pas compte de toute l'information disponible et qu'il est possible

d'améliorer la qualité de ces prévisions en les combinant à celles des modèles indicateurs.

Les résultats ont atténué notre scepticisme initital et ils nous amènent à conclure que, malgré la multitude des innovations financières et les changements de régime de politique monétaire, les agrégats financiers continuent à avoir à jouer, dans l'élaboration de la politique monétaire, un rôle probablement plus restreint qu'au cours des années 70, mais d'une importance toujours considérable.

ANNEXE 1

Définitions des variables et sources des données

Agrégats macroéconomiques (Données trimestrielles corrigées des variations saisonnières)		**CANSIM**
Y	PIB, dollars courants	D20011
Q	PIB, dollars constants	D20031
P	Dégonfleur du PIB	D20337
C$	Dépenses des ménages, dollars courants	D20012
C	Dépenses des ménages, dollars constants	D20032
PC	Dégonfleur des dépenses des ménages	D20338
I$	Investissements fixes des entreprises, dollars courants	D20018+ D20019
I	Investissements fixes des entreprises, dollars constants	D20038+ D20039
PI	Dégonfleur des investissements fixes des entreprises	I$/I
H$	Logements, dollars courants	D20017
H	Logements, dollars constants	D20037
PH	Dégonfleur des logements	H$/H
DD$	Demande privée, dollars courants	C$+H$+I$
PF	Dégonfleur du PIB à pondérations fixes	D20358
IPC	Indice des prix à la consommation, moyenne trimestrielle des observations mensuelles	D484549
Stock$	Stocks agricoles et non agricoles, dollars courants	D20021+ D20022
Stock	Stocks agricoles et non agricoles, dollars constants	D20042+ D20043
Pstock	Dégonfleur des stocks	Stock$/Stock
Comm. Int.$	Solde de la balance commerciale, dollars courants	D20023- D20026
Comm. int.	Solde de la balance commerciale, dollars constants	D20044- D20048
Pcomm. int.	Dégonfleur de la balance commerciale	Comm.int.$/ Comm.int.
Pétrole	Prix mondial du pétrole, en dollars U.S.	Banque du Canada
IND.PRÉ	Indicateur précurseur de Statistique Canada, moyenne trimestrielle des données mensuelles	D99947
Agrégats financiers (Moyenne trimestrielle des observations mensuelles)		
M1		B1627
M2		B1630
M2+		B1633

(à suivre)

Définitions des variables et sources des données (suite)

Agrégats financiers
(Moyenne trimestrielle des observations mensuelles)

M3		B1628
M3+		M3+(M2+-M2)
M1R	M1/IPC	
M2R	M2/IPC	
CC	Crédits à la consommation, total	B168
CCB	Crédits à la consommation, banques	B1622
CH	Crédits hypothécaires à l'habitation, total	B167
***CM**	Crédits aux ménages, total	B166
CCBR	CCB/IPC	
CHR	CH/IPC	
CMR	CM/IPC	
CCTEB	Crédits à court terme aux entreprises, banques	B461 + B488 + B1623
CCTE	Crédits à court terme aux entreprises, total	B171
CTE	Crédits totaux aux entreprises	B169
PE	Prêts aux entreprises	B1623
PEAB	Prêts aux entreprises + acceptations bancaires	B1623 + B461

Autres variables financières
(Moyenne trimestrielle des observations mensuelles)

R90	Taux d'intérêt du papier de premier choix à 90 jours des sociétés	B14017
PMLS	Prix moyen de revente, Association canadienne de l'immeuble	
TSE	Cours de clôture du dernier jour du mois, Bourse de Toronto	B4237

Données non corrigées des variations saisonnières

Y_{br}	PIB, dollars courants	D10011
Q_{br}	PIB, dollars constants	D10031
P_{br}	Dégonfleur du PIB	Y_{br}/Q_{br}
IPC_{br}*	Indice des prix à la consommation	D484000
$M1_{br}$		B2033
$M1R_{br}$ *		$M1_{br}/IPC_{br}$
CCB_{br}*	Crédit bancaire à la consommation	B431

* moyenne trimestrielle des données mensuelles

Tableau A1.1
Avoirs liquides des ménages
Composantes en % du total, total en millions de dollars (données de fin de période)

	T4 71	T4 75	T4 80	T4 85	T2 89
Dépôts	70,7	80,4	88,3	78,2	81,4
OEC	29,2	19,5	10,5	17,1	10,3
Bons du Trésor	0,1	0,0	1,1	4,7	8,4
Total	33 921	81 421	166 608	290 067	415 316

Sources : Dépôts des ménages : comptes de chèques personnels (B676) + dépôts d'épargne des particuliers auprès des banques (B654) + ensemble des dépôts auprès des sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (B1727) + dépôts et parts sociales des caisses populaires et credit unions locales (B3917+B3919)
OEC : obligations d'épargne du Canada (B2406)
Bons du Trésor : bons du Trésor détenus par les ménages, estimations internes de la Banque du Canada

Tableau A1.2
Prêts commerciaux des banques, effets de commerce et acceptations bancaires
Composantes en % du total, total en millions de dollars (données de fin de période)

	T4 71	T4 75	T4 80	T4 85	T2 89
Prêts commerciaux	90,9	91,6	89,8	80,4	65,5
Effets de commerce	6,4	5,0	2,6	3,6	6,4
Acceptations bancaires	2,8	3,4	7,6	16,0	28,1
Total	14 587	30 440	71 005	106 447	151 683

Sources : Prêts commerciaux : prêts commerciaux bancaires (B1623)
Effets de commerce : effets de commerce émis par des sociétés non financières (B15020)
Acceptations bancaires : (B15011)

Annexe 2

Tableau A2.1
Croissance trimestrielle du PIB nominal, du PIB réel, du dégonfleur du PIB et de divers agrégats financiers
Coefficients de corrélation sur diverses périodes

	PIB nominal				Dégonfleur du PIB			
	T1 71-T1 89	T1 71-T4 80	T1 81-T1 89	T1 85-T1 89	T1 71-T1 89	T1 71-T4 80	T1 81-T1 89	T1 85-T1 89
Monnaie								
M1	0,23	0,01	0,17	0,41	0,04	-0,09	-0,22	0,34
M2	0,48	0,39	0,08	0,13	0,60	0,55	0,30	0,35
M2+	0,56	0,43	0,22	0,10	0,59	0,55	0,20	0,44
M3	0,57	0,51	0,18	0,06	0,63	0,62	0,27	0,35
M3+	0,59	0,50	0,24	0,05	0,60	0,60	0,21	0,43
LL	0,49	0,25	0,24	0,38	0,53	0,56	-0,09	0,42
Crédit total								
CC	0,50	0,39	0,38	0,27	0,24	0,26	-0,17	-0,09
CH	0,50	0,41	0,24	0,31	0,24	0,26	-0,32	0,42
CM	0,53	0,45	0,31	0,36	0,25	0,29	-0,28	0,34
CCTE	0,44	0,37	0,18	0,25	0,69	0,65	0,61	0,08
CTE	0,24	0,03	0,20	0,42	0,58	0,42	0,69	0,05
Banques								
CCB	0,52	0,21	0,42	0,47	0,20	0,15	-0,16	0,08
CHB	0,01	0,12	-0,23	0,21	0,05	-0,27	0,10	0,21
CMB	0,23	0,18	-0,09	0,36	0,13	-0,23	0,03	0,20
PE	0,40	0,34	0,18	0,08	0,58	0,39	0,60	0,16
CTEB	0,34	0,34	0,12	-0,09	0,56	0,36	0,65	-0,13

(à suivre)

Tableau A2.1 (suite)
Croissance trimestrielle du PIB nominal, du PIB réel, du dégonfleur du PIB et de divers agrégats financiers
Coefficients de corrélation sur diverses périodes

	PIB réel*			
	T1 71-T1 89	T1 71-T4 80	T1 81-T1 89	T1 85-T1 89
Monnaie				
M1	0,23 [0,33]	0,10 [0,22]	0,31 [0,42]	0,23 [0,28]
M2	0,02 [0,26]	-0,06 [0,26]	-0,13 [0,20]	-0,06 [0,03]
M2+	0,12 [0,40]	-0,03 [0,35]	0,06 [0,40]	-0,17 [-0,07]
M3	0,10 [0,30]	0,01 [0,30]	-0,03 [0,22]	-0,16 [-0,09]
M3+	0,14 [0,37]	0,02 [0,36]	0,07 [0,35]	-0,22 [-0,14]
LL	0,09 [0,34]	-0,23 [0,09]	0,28 [0,51]	0,14 [0,30]
Crédit total				
CC	0,37 [0,51]	0,20 [0,43]	0,46 [0,57]	0,35 [0,38]
CH	0,36 [0,50]	0,22 [0,44]	0,43 [0,53]	0,06 [0,16]
CM	0,38 [0,53]	0,23 [0,47]	0,47 [0,57]	0,17 [0,29]
CCTE	-0,11 [-0,03]	-0,17 [-0,02]	-0,26 [-0,16]	0,21 [0,27]
CTE	-0,24 [-0,01]	-0,35 [-0,05]	-0,29 [-0,11]	0,42 [0,44]
Banques				
CCB	0,43 [0,54]	0,37 [0,46]	0,49 [0,60]	0,46 [0,51]
CHB	-0,03 [0,01]	0,37 [0,42]	-0,28 [-0,24]	0,09 [0,15]
CMB	0,15 [0,25]	0,41 [0,47]	-0,10 [0,03]	0,26 [0,34]
PE	0,06 [0,02]	0,02 [0,19]	-0,25 [-0,18]	-0,02 [0,08]
CTEB	-0,11 [0,05]	0,06 [0,26]	-0,33 [-0,28]	-0,02 [0,02]

* Corrélation avec agrégats financiers en termes réels, c'est-à-dire corrigés par le dégonfleur du PIB, entre crochets.

Tableau A2.2
PIB réel, dégonfleur du PIB réel et PIB nominal
Croissance trimestrielle - coefficients de corrélation (T1 1972 - T2 1988)

Agrégats financiers*	Nombre de trimestres d'avance					Nombre de trimestres de retard			
					PIB réel				
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
M1	0,23	0,25	**0,48**	0,42	0,28	0,01	-0,11	-0,24	-0,05
M2	0,02	-0,04	-0,11	0,01	0,20	-0,01	0,15	0,20	**0,27**
M2+	0,11	0,10	0,08	0,19	**0,37**	0,19	0,17	0,21	0,25
M3	-0,06	0,06	-0,02	0,08	0,29	0,25	0,24	**0,31**	0,30
CM	0,16	0,18	0,26	0,32	**0,54**	0,46	0,38	0,32	0,22
CC	-0,01	0,05	0,21	0,25	0,52	**0,53**	0,41	0,30	0,19
CCB	0,07	0,10	0,27	0,29	**0,51**	0,50	0,39	0,28	0,21
CTE	-0,35	-0,36	**-0,47**	-0,43	-0,11	-0,02	0,13	0,18	0,05
					Dégonfleur du PIB				
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
M1	0,12	0,07	**0,24**	0,09	0,09	0,05	-0,12	-0,05	0,01
M2	0,45	0,53	**0,71**	0,65	0,66	0,63	0,50	0,38	0,33
M2+	0,52	0,58	**0,72**	0,65	0,63	0,55	0,44	0,32	0,29
M3	0,56	0,50	**0,60**	0,57	0,64	0,57	0,50	0,34	0,20
CM	**0,49**	0,44	0,40	0,34	0,27	0,17	0,04	-0,07	-0,15
CC	**0,48**	0,43	0,39	0,32	0,24	0,13	0,03	-0,05	-0,11
CCB	**0,49**	0,44	0,39	0,33	0,28	0,19	0,12	0,06	0,04
CTE	0,41	0,45	0,49	0,55	0,56	**0,59**	0,58	0,50	0,40
					PIB nominal				
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
M1	0,21	0,19	**0,55**	0,41	0,23	0,04	-0,18	-0,24	0,01
M2	0,22	0,22	0,38	0,45	**0,50**	0,47	0,48	0,43	0,49
M2+	0,31	0,34	0,50	0,57	**0,58**	0,54	0,46	0,40	0,47
M3	0,30	0,32	0,38	0,46	**0,59**	0,59	0,55	0,47	0,40
CM	0,39	0,36	0,44	0,49	**0,55**	0,52	0,36	0,23	0,13
CC	0,25	0,25	0,39	0,42	0,52	**0,55**	0,38	0,22	0,14
CCB	0,35	0,32	0,46	0,46	0,54	**0,55**	0,41	0,27	0,24
CTE	-0,04	-0,04	-0,04	0,08	0,24	0,44	**0,54**	0,52	0,41

* On a utilisé les agrégats financiers en termes réels pour calculer les coefficients de corrélation avec la croissance du PIB réel.

Tableau A3.1
Résultats d'estimation des modèles univariés
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W./D.h.	E.T.
PIB				
Dollars courants	$Y = 1{,}076 + 0{,}595\ Y_{-1}$ (3,71) (6,03)	0,349	-0,61	0,977
Dollars constants	$Q = 0{,}628 + 0{,}326\ Q_{-1}$ (4,06) (2,84)	0,106	-0,38	0,918
Dégonfleur	$P = 0{,}300 + 0{,}446\ P_{-1} + 0{,}382\ P_{-2}$ (1,87) (3,95) (3,43)	0,594	1,96	0,593
Dégonfleur du PIB à pondérations fixes	$PF = 0{,}279 + 0{,}449\ P_{-1} + 0{,}403\ P_{-2}$ (1,78) (4,01) (3,62)	0,645	1,94	0,555
IPC	$IPC = 0{,}263 + 0{,}595\ IPC_{-1} + 0{,}262\ IPC_{-2}$ (1,90) (5,05) (2,23)	0,685	2,03	0,430
Dépenses des ménages				
Dollars courants	$C\$ = 1{,}249 + 0{,}186\ C\$_{-1} + 0{,}346\ C\$_{-2}$ (3,24) (1,62) (2,97)	0,190	2,03	0,888
Dollars constants	$C = 0{,}658 + 0{,}096\ C_{-1} + 0{,}225\ C_{-2}$ (3,43) (0,81) (1,92)	0,069	2,01	0,957
Dégonfleur	$PC = 1{,}971 + 0{,}754\ PC_{-1} - 0{,}769\ PC_{-2}$ (10,58) (8,35) (8,48)	0,648	1,89	0,438

(à suivre)

Tableau A3.1 (suite)
Résultats d'estimation des modèles univariés
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W./D.h.	E.T.
Investissements fixes des entreprises				
Dollars courants	$I\$ = 1{,}288 + 0{,}409\ I\$_{-1} + 0{,}188\ I\$_{-2} + 0{,}061\ I\$_{-3} - 0{,}124\ I\$_{-4}$ (2,48) (3,32) (1,41) (0,46) (1,02)	0,277	1,39	2,866
Dollars constants	$I = 0{,}956 - 0{,}421\ I_{-1}$ (2,50) (3,83)	0,177	-1,21	2,817
Dégonfleur	$PI = 0{,}265 + 0{,}759\ PI_{-1}$ (2,00) (9,58)	0,575	-1,72	0,848
Logements				
Dollars courants	$H\$ = 3{,}109 + 0{,}462\ H\$_{-1} - 0{,}270\ H\$_{-2} + 0{,}222\ H\$_{-3} - 0{,}419\ H\$_{-4}$ (4,26) (4,04) (2,15) (1,80) (3,77)	0,317	1,30	4,121
Dollars constants	$H = 1{,}259 + 0{,}394\ H_{-1} - 0{,}281\ H_{-2} + 0{,}156\ H_{-3} - 0{,}348\ H_{-4}$ (2,45) (3,37) (2,23) (1,26) (3,03)	0,246	1,96	3,817
Dégonfleur	$PH = 1{,}026 + 0{,}405\ PH_{-1} - 0{,}070\ PH_{-2} + 0{,}166\ PH_{-3} + 0{,}246\ PH_{-4}$ (2,75) (3,38) (0,57) (1,38) (2,04)			
	$- 0{,}293\ PH_{-5}$ (2,55)	0,295	1,92	1,538
Demande intérieure privée				
Dollars courants	$DD\$ = 1{,}066 + 0{,}311\ DD\$_{-1} + 0{,}292\ DD\$_{-2}$ (2,94) (2,66) (2,50)	0,263	1,92	1,117

Tableau A3.2
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

Modèles sans agrégats financiers contemporains

		R^2	D.W.	E.T.
PIB, dollars courants				
MBY	$Y = \underset{(3,97)}{0,890} + \underset{(4,26)}{0,403}\ Y_{-4} + \underset{(2,83)}{0,152}\ M1_{-1} + \underset{(3,68)}{0,209}\ M1_{-2}$	0,523	2,00	0,849
	$\Sigma M1 = \underset{(4,90)}{0,361}$			
MMY	$Y = \underset{(3,38)}{0,844} + \underset{(1,87)}{0,201}\ Y_{-1} + \underset{(4,23)}{0,245}\ M1_{-1} + \underset{(5,37)}{0,344}\ M1_{-2} - \underset{(1,00)}{0,009}\ R90_{-1} + \underset{(2,41)}{0,021}\ R90_{-2}$			
	$+ \underset{(2,84)}{0,025}\ R90_{-3} + \underset{(1,77)}{0,013}\ R90_{-4} + \underset{(2,00)}{0,013}\ R90_{-5} + \underset{(2,00)}{0,014}\ TSE_{-1}$	0,647	1,75	0,765
	$\Sigma M1 = \underset{(6,88)}{0,583} \quad \Sigma R90 = \underset{(3,26)}{0,064}$			
C1Y	$Y = \underset{(2,12)}{0,657} + \underset{(4,40)}{0,459} Y_{-1} + \underset{(1,87)}{0,155}\ CMO_{-1} + \underset{(2,38)}{0,040}\ TSE_{-1} + \underset{(1,52)}{0,048}\ PMLS_{-1}$	0,486	1,95	0,888
C2Y	$Y = \underset{(2,08)}{0,643} + \underset{(4,49)}{0,482} Y_{-1} + \underset{(2,14)}{0,191}\ CHH_{-1} + \underset{(3,18)}{0,042}\ TSE_{-1}$	0,462	1,98	0,902
PIB, dollars constants				
MBQ	$Q = \underset{(6,09)}{0,836} + \underset{(0,48)}{0,053}\ Q_{-1} + \underset{(3,54)}{0,168}\ M1R_{-1} + \underset{(3,21)}{0,165}\ M1R_{-2}$	0,367	2,03	0,779
	$\Sigma M1R = \underset{(5,22)}{0,334}$			

(à suivre)

Tableau A3.2 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
PIB, dollars constants				
MMQ	$Q = 0{,}798 - 0{,}001\ Q_{-1} + 0{,}161\ M1R_{-1} + 0{,}119\ M1R_{-2} + 0{,}035\ M1R_{-3}$ $(5{,}72)\ (0{,}01)\ (3{,}31)\ (2{,}30)\ (0{,}70)$			
	$- 0{,}012\ M1R_{-4} + 0{,}104\ M1R_{-5} + 0{,}032\ TSE_{-1}$ $(0{,}24)\ (2{,}19)\ (2{,}72)$	0,459	1,81	0,748
	$\Sigma M1R = 0{,}408$ $(4{,}81)$			
C1Q	$Q = 0{,}232 + 0{,}194\ Q_{-1} + 0{,}314\ CMO_{-1} - 0{,}194\ CMO_{-2} + 0{,}037\ TSE$ $(0{,}84)\ (1{,}66)\ (1{,}82)\ (1{,}14)\ (2{,}88)$	0,219	1,94	0,852
	$\Sigma CMO = 0{,}120$ $(1{,}65)$			
C2Q	$Q = 1{,}367 + 0{,}153\ Q_{-1} + 0{,}026\ TBC_{-1} - 0{,}266\ TBC_{-2} + 0{,}030\ TSE_{-1}$ $(4{,}74)\ (1{,}31)\ (0{,}18)\ (-1{,}72)\ (2{,}44)$	0,272	1,96	0,822
	$\Sigma TBC = -0{,}239$ $(3{,}08)$			
Dégonfleur du PIB				
MBP	$P = -0{,}051 + 0{,}283\ P_{-1} + 0{,}242\ P_{-2} + 0{,}073\ M2_{-1} + 0{,}228\ M2_{-2}$ $(0{,}28)\ (2{,}49)\ (2{,}16)\ (0{,}91)\ (2{,}83)$	0,659	1,75	0,552
	$\Sigma M2 = 0{,}301$ $(3{,}30)$			

(à suivre)

Tableau A3.2 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
Dégonfleur du PIB				
MMP	$P = \underset{(0,28)}{0,053} + \underset{(2,52)}{0,294}\ P_{-1} + \underset{(2,22)}{0,243}\ P_{-2} + \underset{(0,51)}{0,043}\ M2_{-1} + \underset{(2,96)}{0,240}\ M2_{-2}$			
	$+ \underset{(1,00)}{0,006}\ R90_{-1} + \underset{(1,18)}{0,010}\ TSE_{-1}$	0,669	1,80	0,552
	$\Sigma M2 = \underset{(3,05)}{0,282}$			
C1P	$P = \underset{(0,63)}{0,115} + \underset{(3,50)}{0,396}\ P_{-1} + \underset{(3,60)}{0,393}\ P_{-2} + \underset{(1,98)}{0,078}\ CCB_{-1}$	0,617	2,01	0,580
C2P	$P = \underset{(0,57)}{0,104} + \underset{(3,33)}{0,380}\ P_{-1} + \underset{(3,69)}{0,404}\ P_{-2} + \underset{(1,60)}{0,064}\ CCB_{-1} + \underset{(1,12)}{0,022}\ PMLS_{-1}$	0,625	2,03	0,579
Dégonfleur du PIB à pondérations fixes				
MPF	$PF = \underset{(0,30)}{0,056} + \underset{(2,88)}{0,344}\ PF_{-1} + \underset{(2,37)}{0,284}\ PF_{-2} + \underset{(0,92)}{0,075}\ M2_{-1} + \underset{(1,82)}{0,146}\ M2_{-2}$	0,673	1,83	0,541
	$\Sigma M2 = \underset{(2,30)}{0,221}$			
IPC				
MIPC	$IPC = \underset{(0,28)}{-0,037} + \underset{(3,25)}{0,361}\ IPC_{-1} + \underset{(2,44)}{0,246}\ IPC_{-2} + \underset{(1,86)}{0,091}\ M2_{-1} + \underset{(3,16)}{0,171}\ M2_{-2}$	0,775	2,05	0,369

(à suivre)

Tableau A3.2 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
Dépenses des ménages				
Dollars courants				
MC$	$C\$ = 0{,}867 + 0{,}002\ C\$_{-1} + 0{,}197\ C\$_{-2} + 0{,}392\ M2_{-1} - 0{,}012\ CCB_{-1}$ $(2{,}34)\ (0{,}13)\ (1{,}62)\ (3{,}26)\ (0{,}13)$			
	$- 0{,}013\ CCB_{-2} + 0{,}168\ CCB_{-3} - 0{,}168\ CCB_{-4}$ $(1{,}23)\ (1{,}67)\ (1{,}61)$	0,370	1,98	0,814
	$\Sigma CCB = 0^{*}$			
Dollars constants				
MC	$C = 1{,}160 - 0{,}297\ C_{-1} + 0{,}206\ C_{-2} - 0{,}097\ M1R_{-1} + 0{,}077\ M1R_{-2}$ $(5{,}19)\ (2{,}20)\ (0{,}16)\ (1{,}48)\ (1{,}24)$			
	$+ 0{,}092\ M1R_{-3} + 0{,}083\ M1R_{-4} + 0{,}133\ M1R_{-5} + 0{,}034\ TSE_{-1}$ $(1{,}61)\ (1{,}36)\ (2{,}40)\ (2{,}61)$			
	$+ 0{,}019\ TSE_{-2} - 0{,}006\ TSE_{-3} - 0{,}030\ TSE_{-4} - 0{,}017\ TSE_{-5}$ $(1{,}42)\ (-0{,}43)\ (2{,}15)\ (1{,}15)$	0,427	2,01	0,814
	$\Sigma M1R = 0{,}482$ $\quad \Sigma TSE = 0{,}001$ $(4{,}06)\ (0{,}05)$			
Dégonfleur				
MPC	$PC = -0{,}061 + 0{,}396\ PC_{-1} + 0{,}235\ PC_{-2} + 0{,}146\ ^{*}M2_{-1} + 0{,}096\ M2_{-2}$ $(0{,}48)\ (3{,}37)\ (2{,}27)\ (3{,}11)\ (1{,}79)$	0,776	2,16	0,354

* Imposition de la contrainte que la somme des coefficients est égale à zéro

(à suivre)

Tableau A3.2 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
Investissements fixes des entreprises				
Dollars courants				
MI$	$I\$ = 0{,}248 + 0{,}344\ I\$_{-1} + 0{,}166\ I\$_{-2} + 0{,}049\ I\$_{-3} - 0{,}044\ I\$_{-4}$ (0,37) (2,79) (1,27) (0,36) (-0,35)			
	$+ 0{,}249\ M1_{-1} + 0{,}318\ M1_{-2}$ (1,35) (1,78)	0,338	1,94	2,786
	$\Sigma M1 = 0{,}567$ (2,38)			
Dollars constants				
MI	$I = 1{,}072 + 0{,}359\ I_{-1} + 0{,}5087\ STBCB_{-1} - 0{,}5087\ STBCB_{-2}$ (2,91) (2,63) (2,69) (2,69)	0,258	2,03	2,697
	$\Sigma STBCB = 0^*$			
Dégonfleur				
MPI	$PI = -0{,}733 + 0{,}532\ PI_{-1} + 0{,}379\ M2P_{-1}$ (2,52) (6,97) (3,77)	0,649	2,24	0,776
Logements				
Dollars courants				
MH$	$H\$ = 1{,}402 + 0{,}373\ H\$_{-1} - 0{,}371\ H\$_{-2} + 0{,}159\ H\$_{-3} - 0{,}310\ H\$_{-4}$ (1,54) (3,29) (2,93) (1,20) (2,75)			
	$+ 0{,}387\ M1_{-1} + 0{,}724\ M1_{-2}$ (1,37) (2,51)	0,404	1,90	3,910
	$\Sigma M1 = 1{,}111$ (2,95)			

* Imposition de la contrainte que la somme des coefficients est égale à zéro

(à suivre)

Tableau A3.2 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
Logements				
Dollars constants				
MH	$H = 1{,}214 + 0{,}455^{*}H_{-1} - 0{,}382^{*}H_{-2} + 0{,}262\ H_{-3} - 0{,}381\ H_{-4} + 0{,}408\ M2R_{-1}$ (2,22) (3,48) (2,74) (1,89) (3,17) (0,82)			
	$-0{,}473\ M2R_{-2} - 0{,}423\ M2R_{-3} + 0{,}373\ M2R_{-4} + 1{,}050\ M2R_{-5} - 0{,}065\ M2R_{-6}$ (0,84) (0,81) (0,72) (2,00) (-)			
	$-0{,}010\ TSE_{-1} + 0{,}140\ TSE_{-2} - 0{,}085\ TSE_{-3}$ (0,015) (2,22) (1,33)	0,414	1,86	3,594
	$\Sigma M2R = 0^{*}$ $\Sigma TSE = 0{,}046$ (0,47)			
Dégonfleur				
MPH	$PH = 0{,}626 + 0{,}326\ PH_{-1} - 0{,}098\ PH_{-2} + 0{,}149\ PH_{-3} + 0{,}261\ PH_{-4} - 0{,}255\ PH_{-5}$ (1,52) (2,64) (0,79) (1,25) (2,16) (-2,21)			
	$+ 0{,}141\ M1_{-1} + 0{,}135\ M1_{-2}$ (1,44) (1,36)	0,343	1,98	1,508
Demande intérieure privée				
Dollars courants				
MDD$	$DD\$ = 0{,}447 + 0{,}116\ DD\$_{-1} + 0{,}237\ DD\$_{-2} + 0{,}388\ M2P_{-1} + 0{,}043\ ^{*}TSE_{-1}$ (1,16) (0,97) (1,97) (2,60) (2,73)	0,403	2,09	1,02

* Imposition de la contrainte que la somme des coefficients est égale à zéro

Tableau A3.3
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

Modèles avec agrégats financiers contemporains

		R^2	D.W.	E.T.
PIB, dollars courants				
BMBY	$Y = 0{,}149 + 0{,}137\ Y_{-1} + 0{,}148\ M1_{-1} + 0{,}298\ M1_{-2} + 0{,}447\ M2_0$ (0,58) (1,44) (3,27) (5,86) (5,24) $\Sigma M1 = 0{,}446$ (6,93)	0,665	1,71	0,717
BMMY	$Y = 0{,}160 + 0{,}168\ Y_{-1} + 0{,}135\ M1_{-1} + 0{,}282\ M1_{-2} + 0{,}018\ TSE_{-1} + 0{,}420\ M2_0$ (0,63) (1,77) (2,98) (3,53) (1,69) (4,83) $\Sigma M1 = 0{,}417$ (6,34)	0,679	1,68	0,707
BC1Y	$Y = 0{,}599 + 0{,}470\ Y_{-1} + 0{,}224\ CMO_0$ (1,84) (4,50) (2,77)	0,416	2,00	0,933
BC2Y	$Y = 0{,}635 + 0{,}442\ Y_{-1} + 0{,}253\ CHH_0$ (2,00) (4,06) (2,79)	0,416	1,99	0,932
PIB, dollars constants				
BMBQ	$Q = 0{,}747 - 0{,}056\ Q_{-1} + 0{,}134\ M1R_{-1} + 0{,}145\ M1R_{-2} + CCBR_0$ (5,38) (-0,48) (2,81) (2,86) (2,41) $\Sigma M1R = 0{,}279$ (4,25)	0,416	1,85	0,753

(à suivre)

Tableau A3.3 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
PIB, dollars constants				
BMMQ	$Q = \underset{(4,37)}{0,697} - \underset{(0,38)}{0,046}\ Q_{-1} + \underset{(2,50)}{0,120}\ M1R_{-1} + \underset{(2,45)}{0,132}\ M1R_{-2} + \underset{(0,10)}{0,008}\ R90_{-1}$			
	$+ \underset{(2,04)}{0,024}\ TSE_{-1} + \underset{(2,23)}{0,136}\ CCBR_0$	0,454	1,86	0,745
	$\Sigma M1R = \underset{(3,71)}{0,253}$			
BC1Q	$Q = \underset{(1,54)}{0,397} + \underset{(0,12)}{0,015}\ Q_{-1} + \underset{(4,10)}{0,682}\ CHH_0 - \underset{(0,82)}{0,177}\ CHH_{-1} + \underset{(0,71)}{0,154}\ CHH_{-2}$			
	$- \underset{(3,09)}{0,504}\ CHH_{-3}$	0,371	2,00	0,794
	$\Sigma CHH = \underset{(2,01)}{0,155}$			
BC2Q	$Q = \underset{(2,42)}{0,573} - \underset{(0,16)}{0,020}\ Q_{-1} + \underset{(3,81)}{0,468}\ CC_0 - \underset{(1,01)}{0,135}\ CC_{-1} + \underset{(1,29)}{0,173}\ CC_{-2} - \underset{(3,58)}{0,386}\ CC_{-3}$	0,357	2,08	0,803
	$\Sigma CC = \underset{(1,49)}{0,119}$			
Dégonfleur du PIB				
BMBP	$P = \underset{(0,26)}{0,045} + \underset{(1,88)}{0,210}\ P_{-1} + \underset{(2,38)}{0,250}\ P_{-2} - \underset{(0,46)}{0,039}\ M2_{-1} + \underset{(3,11)}{0,236}\ M2_{-2} + \underset{(3,09)}{0,146}\ M3_0$	0,703	1,62	0,519
	$\Sigma M2 = \underset{(2,13)}{0,197}$			

(à suivre)

Tableau A3.3 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
Dégonfleur du PIB				
BMMP	$P = -0{,}063 + 0{,}222\ P_{-1} + 0{,}254\ P_{-2} - 0{,}050\ M2_{-1} + 0{,}243\ M2_{-2} + 0{,}001\ R90_{-1}$ $(0{,}35)\ (1{,}95)\ (2{,}39)\ (0{,}59)\ (3{,}16)\ (0{,}28)$			
	$+ 0{,}007\ TSE_{-1} + 0{,}140\ M3_0$ $(0{,}90)\ (2{,}83)$	0,707	1,66	0,524
	$\Sigma M2 = 0{,}192$ $(2{,}06)$			
BC1P	$P = 0{,}350 + 0{,}359\ P_{-1} + 0{,}323\ P_{-2} + 0{,}064\ BL_0$ $(2{,}25)\ (3{,}15)\ (3{,}01)\ (2{,}52)$	0,630	1,97	0,571
BC2P	$P = 0{,}332 + 0{,}308\ P_{-1} + 0{,}301\ P_{-2} + 0{,}096\ STBC_0$ $(2{,}17)\ (2{,}58)\ (2{,}72)\ (2{,}68)$	0,634	1,97	0,567
Dépenses des ménages				
Dollars courants				
BMC$	$C\$ = 0{,}729 + 0{,}028\ C\$_{-1} + 0{,}239\ C\$_{-2} + 0{,}418\ M2P_0$ $(1{,}97)\ (0{,}03)\ (2{,}21)\ (4{,}05)$	0,351	2,04	0,801
Dollars constants				
BMC	$C = 0{,}692 - 0{,}185\ C_{-1} + 0{,}036\ CHHR_0 - 0{,}070\ CHHR_{-1} - 0{,}257\ CHHR_{-2}$ $(4{,}41)\ (1{,}52)\ (4{,}12)\ (0{,}34)\ (1{,}64)$	0,319	2,04	0,831
	$\Sigma CHHR = 0{,}311$ $(4{,}10)$			

(à suivre)

Tableau A3.3 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

			R^2	D.W.	E.T.
Dépenses des ménages					
Dégonfleur					
BMPC	$PC =$	$0{,}071 + 0{,}392\ {}^{\bullet}PC_{-1} + 0{,}238\ PC_{-2} + 0{,}010\ M2_{0} - 0{,}140\ M2_{-2} + 0{,}095\ M2_{-2}$	0,777	2,15	0,357
		(0,52) (3,28) (2,26) (0,22) (2,54) (1,75)			
		$\Sigma M2 = 0{,}245$			
		(4,66)			
Investissements fixes des entreprises					
Dollars courants					
BMI$	$I\$ =$	$0{,}072 + 0{,}332\ I\$_{-1} + 0{,}166\ I\$_{-2} + 0{,}064\ I\$_{-3} - 0{,}045\ I\$_{-4}$			
		(0,09) (2,64) (1,27) (0,50) (0,36)			
		$+ 0{,}095\ M1_{0} + 0{,}233\ M1_{-1} + 0{,}322\ M1_{-2}$	0,340	1,94	2,083
		(0,51) (1,25) (1,79)			
		$\Sigma M1 = 0{,}650$			
		(2,24)			
Dollars constants					
BMI	$I =$	$0{,}803 + 0{,}214\ I_{-1} + 0{,}563\ M2_{0} + 0{,}244\ BLBA_{0} + 0{,}188\ BLBA_{-1}$			
		(0,84) (1,46) (1,75) (0,39) (0,61)			
		$- 0{,}570\ BLBA_{-2} - 0{,}425\ BLBA_{-3} + 0{,}081\ {}^{\bullet}TSE_{0} + 0{,}037\ TSE_{-1}$			
		(-1,83) (-) (1,80) (0,74)			
		$+ 0{,}042\ TSE_{-2} - 0{,}125\ TSE_{-3}$	0,421	2,01	2,678
		(0,90) (-0,26)			
		$\Sigma TSE = 0{,}197$			
		(2,15)			

(à suivre)

Tableau A3.3 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

			R^2	D.W.	E.T.
Investissements fixes des entreprises					
Dégonfleur					
BMPI	$PI =$	$0{,}340 + 0{,}736\ PI_{-1} + 0{,}105\ STBC_0 - 0{,}105\ STBC_{-1} - 0{,}021\ TSE_0$ (2,40) (9,03) (1,36) (1,59)	0,601	2,46	0,833
Logements					
Dollars courants					
BMH$	$H\$ =$	$0{,}472 + 0{,}263\ H\$_{-1} - 0{,}240\ H\$_{-2} + 0{,}167\ H\$_{-3} - 0{,}352\ H\$_{-4} + 0{,}703\ M1_0$ (0,50) (2,26) (1,84) (1,32) (3,23) (2,62)			
		$+ 0{,}259\ M1_{-1} + 0{,}671\ M1_{-2}$ (0,94) (2,43)	0,464	1,89	3,739
		$\Sigma M1 = 1{,}632$ (3,96)			
Dollars constants					
BMH	$H =$	$1{,}418 + 0{,}119\ H_{-1} - 0{,}213\ H_{-2} + 0{,}023\ H_{-3} - 0{,}264\ H_{-4} + 0{,}377\ M1R_0$ (2,99) (0,81) (1,52) (0,18) (2,11) (1,35)			
		$+ 0{,}032\ M1R_{-1} + 0{,}426\ M1R_{-2} + 0{,}220\ M1R_{-3} - 0{,}274\ M1R_{-4} + 0{,}339\ M1R_{-5}$ (0,11) (1,45) (0,78) (1,01) (1,42)			
		$+ 1{,}311\ CMOR_0 + 0{,}740\ CMOR_{-1} - 1{,}753\ CMOR_{-2} - 1{,}297\ CMOR_{-3}$ (1,79) (0,73) (1,71) (1,28)	0,571	2,01	3,159
		$+ 1{,}1068\ CMOR_{-4} - 0{,}1078\ CMOR_{-5}$ (1,12)			
		$\Sigma M1R = 1{,}121$ (2,75)			

(à suivre)

Tableau A3.3 (suite)
Résultats d'estimation des modèles indicateurs
Toutes les variables sont exprimées en taux de croissance trimestriels (T1 1972 - T2 1989).

		R^2	D.W.	E.T.
Dégonfleur des dépenses en logements				
BMPH	$PH = 0{,}069 + 0{,}360\ PH_{-1} - 0{,}288\ PH_{-2} + 0{,}270\ PH_{-3} + 0{,}062\ PH_{-4} - 0{,}1877\ PH_{-4}$ $(0{,}13)\ (2{,}62)\ (2{,}03)\ (2{,}07)\ (0{,}45)\ (1{,}42)$			
	$- 0{,}013\ TSE_0 - 0{,}005\ TSE_{-1} + 0{,}010\ TSE_{-2} - 0{,}019\ TSE_{-3} - 0{,}029\ TSE_{-4}$ $(0{,}44)\ (0{,}16)\ (0{,}35)\ (0{,}61)\ (0{,}95)$			
	$+ 0{,}065\ TSE_{-5} + 0{,}001\ TSE_{-6} + 0{,}059\ TSE_{-7}$ $(2{,}14)\ (0{,}02)\ (2{,}02)$	0,542	2,02	1,478
	$\Sigma M1 = 0{,}428\ (3{,}41)$ $\quad \Sigma TSE = 0{,}107\ (1{,}50)$			
Demande intérieure privée				
Dollars courants				
BMDD$	$DD\$ = 0{,}515 + 0{,}133\ DD\$_{-1} + 0{,}349\ DD\$_{-2} + 0{,}210\ M_{-1} + 0{,}061\ M1_{-2}$ $(1{,}42)\ (1{,}09)\ (2{,}95)\ (2{,}92)\ (0{,}84)$	0,485	1,97	1,00
	$\Sigma M1 = 0{,}428\ (3{,}41)$			

Tableau A3.4
Modèle indicateurs utilisant la variation du taux de croissance des agrégats de crédit
(variable - cible : PIB en dollars constants)

	Modèle sans agrégat financier contemporain		Modèle avec agrégat financier contemporain	
	T1 1972 - T4 1979	T1 1972 - T1 1989	T1 1972 - T4 1979	T1 1972 - T1 1989
Constante	1,079 (4,17)	0,889 (5,93)	1,294 (4,61)	1,033 (6,73)
Q_{-1}	-0,093 (0,47)	0,020 (0,16)	-0,231 (1,05)	-0,110 (0,83)
$M1R_{-1}$	0,171 (1,90)	0,197 (3,57)	0,164 (1,64)	0,190 (3,33)
$M1R_{-2}$	0,104 (1,04)	0,101 (1,68)	0,074 (0,73)	0,087 (1,99)
ΔCCO_O	-	-	0,221 (1,49)	0,238 (2,98)
ΔCCB_{-1}	-0,278 (1,84)	-0,014 (0,15)	-0,152 (0,89)	0,058 (0,57)
ΔCCB_{-2}	0,022 (0,14)	0,194 (1,99)	0,080 (0,47)	0,217 (2,17)
ΔCCB_{-3}	0,42 (0,29)	0,151 (1,68)	0,082 (0,52)	0,142 (1,55)
$\Delta CCTEB_O$	-	-	0,141 (1,15)	0,099 (1,18)
$\Delta CCTEB_{-1}$	-	-	0,066 (0,51)	0,068 (0,80)
$\Delta CCTEB_{-2}$	-	-	-0,154 (1,38)	-0,028 (0,38)
$\bar{R}^2$	0,18	0,36	0,21	0,43
D.W.	1,86	1,97	1,91	2,03
$\Sigma M1R$	0,278 (2,32)	0,299 (4,22)	0,238 (1,30)	0,276 (3,88)
ΣCC	-0,215 (0,630)	0,331 (1,59)	0,230 (0,49)	0,655 (2,56)
$\Sigma CCTEB$	-	-	0,053 (0,26)	0,139 (1,04)

Annexe 4

Tableau A4.1
Explications relatives aux tableaux d'évaluation des prévisions

Γ	- coefficient de corrélation entre la série chronologique, X, et la prévision de cette série, XP
ME	- erreur moyenne, $\Sigma(X-XP)/n$, n étant le nombre de trimestres pour lesquels une prévision a été faite
MEA	- moyenne des erreurs absolues, $\Sigma\|(X-XP)\|/n$
REQM	- racine de l'erreur quadratique moyenne, $\sqrt{(\Sigma(X-XP)^2/n)}$
PM	- ratio de la variance de l'erreur (var_e) à la variance de la série chronologique (var_X), $PM = var_e/var_X$
Erreur maximum	- l'erreur de prévision la plus grande sur la période considérée
UM	- contribution du biais systématique à l'erreur de prévision, $UM = ((\Sigma XP/n)-(\Sigma X/n))/D^2_N$, $D^2_N = (1/n)*\Sigma(X-XP)^2$
UR	- contribution de la variance à l'erreur, $UR = (s_{XP}-\Gamma*s_X)^2/D^2_N$
UD	- 1-UM-UR (voir Granger et Newbold, p0, 288, 1977)
α, ß	- estimations économétriques des coefficients d'une équation liant la série chronologique aux valeurs prédites, $X = \alpha + ß * XP + \mu$. Lorsque les résultats sont suivis du signe «+», cela signifie que la statistique D.W. indique qu'il y a autocorrélation.
δ	- estimation économétrique du coefficient de pente d'une équation liant l'erreur de prévision à sa valeur passée, $(X-XP) = \pi + \delta * (X-XP)_{-1} + \mu$
Q2, Q4, Q6, Q8	- valeurs de la statistique de Ljung-Box-Pierce pour tester la présence d'une autocorrélation dans les erreurs de prévision pour 2, 4 ,6 et 8 retards. Q est approximativement distribué selon χ^2 avec les valeurs critiques suivantes à 5 %, 5 991 pour 2 retards, 9 488 pour 4 retards, 12 592 pour 6 retards et 15 507 pour 8 retards. Lorsque les valeurs calculées sont inférieures à ces valeurs critiques, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation ne peut pas être rejetée. $Q = n(n+2)* \Sigma^i_k(n-k)^{-1}*r^2_k$, i =2, 4, 6, et 8 respectivement et r_k est le coefficient de corrélation entre l'erreur de projection, e, au temps t et t-k $k = t_{-1})/var(e_t))$ (voir Zarnowitz, 1985).

(à suivre)

Tableau A4.1 (suite)
Notes d'explications relatives aux tableaux d'évaluation des prévisions

Stock $, Comm. int. pétrole - Ce sont les variables supplémentaires qui ont été utilisées dans une équation liant la série chronologique aux valeurs prédites, X = a0 +a1 * XP + a2 Stock $ + a3Comm. Int. + a4 * pétrole + b. Les symboles suivants sont utilisés pour indiquer que ces variables sont statistiquement significatives lors de l'estimation de telles équations: ** significatives à 5 %; * significatives à 10 %; = significatives à 20 %; ! non significatives. Pour les modèles d'agrégats macroéconomiques en termes nominaux, nous avons utilisé la variation nominale des stocks (en % du PIB nominal au trimestre précédent), la variation du solde nominal de la balance commerciale (en % du PIB nominal au trimestre précédant) et le taux de croissance du prix du pétrole. Pour les modèles des dégonfleurs, on a utilisé les taux de croissance des dégonfleurs implicites des stocks et de la balance commerciale ainsi que le taux de croissance du prix du pétrole. Finalement, en ce qui concerne les agrégats macréconomiques en termes réels, on a utilisé la variation des stocks (en termes réels) et de la balance commerciale (en termes réels), toutes les deux exprimées en % du PIB réel au trimestre précédent, ainsi que le taux de croissance du prix de pétrole. (Voir Annexe 1 pour définitions précises et sources des données.)

N - taux de succès (en %) de la prévision de la direction du changement du taux de croissance de la variable-cible 0

NG - taux de succès (en %) de la prévision de la direction du changement du taux de croissance de la variable-cible lorsque la variation effective dépasse l'écart-type de la variation du taux de croissance de la variable-cible au cours des années de retournement. (Le Tableau A4.2 donne la fréquence de tels changements du taux de croissance des variables-cibles au cours des années 80.)

NPT - nombre de points de retournement prédits, c'est-à-dire le nombre de fois que les prévisions prédisent correctement que le taux de croissance de la variable-cible change de signe (le Tableau A4.2 donne pour chaque variable-cible le nombre effectif de points de retournement au cours des années 80)

NFS - nombre de faux signaux, c'est-à-dire le nombre de fois que la prévision indique que le taux de croissance de la variable-cible change de signe, alors que ce n'est pas le cas en réalité

Tableau A4.2
Accélérations, ralentissements et changements du signe de la croissance des variables-cibles T1 1980 - T2 1989

	Nombre d'accélérations et de ralentissements			
	Nombre total	Écart-type de la variation de la croissance*	Nombre de variations excédant une fois l'écart-type	Nombre de changements de signe de la croissance
Y	37	1,36	5	0
P	37	0,84	2	0
Q	37	1,39	5	4
PF	37	0,77	4	0
IPC	37	0,52	6	0
C$	37	1,52	4	0
PC	37	0,47	8	0
C	37	1,65	4	4
H$	37	5,64	13	6
PH	37	2,68	1	3
H	37	5,15	13	16
I$	37	3,47	0	10
PI	37	0,75	15	11
I	37	3,37	18	16
DD$	37	1,76	3	2
PDD	37	0,46	5	0
DD	37	1,82	4	4

* L'écart-type de la variation de la croissance des variables-cible a été calculé sur la période T1 1970 - T4 1979.

Tableau A4.3
Modèles composés

PIB nominal

M1Y	=	MBQ + MBP	**MI1Y**	=	MBQ + C1P
M2Y	=	MMQ + MMP	**MI2Y**	=	MBQ + C2P
M3Y	=	MBQ + MMP	**MI3Y**	=	MMQ + C1P
M4Y	=	MBQ + MBP	**MI4Y**	=	MMQ + C2P
MC3Y	=	C1Q + C1P	**MI5Y**	=	C1Q + MBP
MC4Y	=	C2Q + C2P	**MI6Y**	=	C1Q + MMP
MC5Y	=	C1Q + C2P	**MI7Y**	=	C2Q + MBP
MC6Y	=	C2Q + C1P	**MI8Y**	=	C2Q + MMP

COM1Y = 0.36 *MBY + 0.64 M3Y
COM2Y = 0.65 *M1Y + 0.35 M3Y

Tableau A4.4
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars courants (T2 1980 - T2 1989)

	Modèle : BMY	MMY	M1Y	M2Y	M3Y	M4Y
Prévision						
Taux de croissance moyens effectifs	2,12	2,12	2,12	2,12	2,12	2,12
Taux de croissance moyens prévus	2,38	2,23	2,28	2,32	2,29	2,32
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,64	0,55	0,67	0,62	0,68	0,61
Erreur de prévision						
ME	-0,26	-0,11	-0,17	-0,21	-0,17	-0,20
MEA	0,59	0,63	0,60	0,66	0,60	0,63
REQM	0,81	0,86	0,74	0,88	0,77	0,81
Erreur maximum	2,36	2,57	1,59	1,85	1,51	2,25
PM	0,64	0,80	0,56	0,80	0,62	0,66
UM	0,11	0,02	0,05	0,06	0,05	0,06
UR	0,07	0,13	0,01	0,22	0,12	0,06
UD	0,83	0,85	0,94	0,72	0,83	0,88
α	0,30 (0,78)	0,71+ (1,83)	0,02+ (0,04)	0,50 (1,52)	0,29 (0,88)	0,25+ (0,61)
β	0,75 (4,89)	0,63+ (3,85)	0,93+ (5,27)	0,71 (5,19)	0,82 (5,34)	0,81+ (4,69)
δ	0,21 (1,27)	0,30 (1,80)	0,36 (2,20)	0,22 (1,48)	0,22 (1,42)	0,36 (2,23)
Q2	3,51	0,54	2,07	1,68	2,07	1,40
Q4	4,61	0,67	3,53	2,04	2,66	2,49
Q6	4,78	5,44	4,72	2,62	3,33	2,77
Q8	5,62	7,57	8,76	5,83	6,90	5,07
Stocks $	**	**	**	**	**	**
Com. int.	**	**	**	**	**	**
Pétrole	*	=	=	=	=	=
Prévision du signe de la variation du taux de croissance						
N	0,51	0,40	0,57	0,57	0,65	0,57
NG	0,20	0,20	0,20	0	0,20	0,20
NTP	-	-	-	-	-	-
NFS	0	0	0	2	0	0

(à suivre)

Tableau A4.4 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars courants (T2 1980 - T2 1989)

	Modèle : C1Y	C2Y	C3Y	C4Y	C5Y	C6Y
Prévision						
Taux de croissance moyens effectifs	2,12	2,12	2,12	2,12	2,12	2,12
Taux de croissance moyens prévus	2,41	2,27	2,15	2,55	2,21	2,49
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,47	0,44	0,50	0,57	0,57	0,48
Erreur de prévision						
ME	-0,30	-0,16	-0,03	-0,44	-0,09	-0,37
MEA	0,81	0,73	0,69	0,75	0,69	0,73
REQM	1,02	0,96	0,86	0,94	0,85	0,94
Erreur maximum	2,31	2,80	1,97	1,34	1,99	2,18
PM	1,05	0,97	0,81	0,74	0,78	0,81
UM	0,08	0,03	0,01	0,22	0,01	0,16
UR	0,24	0,16	0,08	0,07	0,14	0,04
UD	0,68	0,81	0,92	0,71	0,85	0,80
α	0,95+ (2,43)	0,92+ (2,05)	0,60+ (1,30)	0,36+ (0,79)	0,70 (1,85)	0,32+ (0,55)
β	0,47+ (3,06)	0,53+ (2,80)	0,71+ (3,41)	0,69+ (4,01)	0,65 (4,03)	0,72 (3,18)+
δ	0,41 (2,52)	0,39 (2,40)	0,24 (1,39)	0,54 (3,72)	0,19 (1,08)	0,52 (3,50)
Q2	2,19	1,10	0,45	7,22	0,08	5,18
Q4	4,60	2,25	6,04	7,62	0,73	5,80
Q6	10,18	7,48	9,90	12,74	2,31	11,89
Q8	12,17	8,70	19,11	38,55	8,13	34,19
Stock $	**	**	**	**	**	**
Com. int.	**	**	**	**	**	**
Pétrole	**	**	**	**	**	*
Prévision du signe de la variation du taux de croissance						
N	0,57	0,49	0,43	0,62	0,51	0,59
NG	0	0	0	0,26	0,20	0
NTP	-	-	-	-	-	-
NFS	2	0	0	0	0	0

(à suivre)

Tableau A4.4 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars courants (T2 1980 - T2 1989)

	Modèle : M11Y	M12Y	M13Y	M14Y	M15Y
Prévision					
Taux de croissance moyens effectifs	2,12	2,12	2,11	2,12	2,12
Taux de croissance moyens prévus	2,25	2,31	2,29	2,35	2,17
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,74	0,75	0,73	0,74	0,44
Erreur de prévision					
ME	-0,14	-0,20	-0,17	-0,23	-0,06
MEA	0,51	0,51	0,52	0,56	0,75
REQM	0,67	0,67	0,68	0,70	0,95
Erreur maximum	1,57	1,59	2,09	1,11	1,99
PM	0,46	0,44	0,47	0,48	0,97
UM	0,04	0,09	0,07	0,11	0
UR	0,01	0,02	0	0,04	0,17
UD	0,95	0,89	0,93	0,85	0,83
α	-0,34 (0,86)	0,07 (0,21)	-0,37 (0,91)	0,14+ (0,44)	0,85+ (1,90)
β	1,09 (6,35)	0,88 (6,72)	1,09 (6,31)	0,84+ (6,33)	0,59+ (2,96)
δ	0,35 (2,12)	0,18 (0,03)	0,40 (2,51)	0,35 (2,09)	0,33 (2,06)
Q2	0,69	0	0,45	0,48	2,49
Q4	4,24	2,40	2,85	1,03	4,22
Q6	6,60	2,41	4,82	1,73	6,71
Q8	11,00	6,59	7,65	6,21	15,65
Stocks $	**	**	**	*	**
Com. int.	**	*	**	**	**
Pétrole	=	*	=	*	**
Prévision du signe de la variation du taux de croissance					
N	0,68	0,59	0,59	0,65	0,51
NG	0	0,20	0	0,20	0
NTP	-	-	-	-	-
NFS	0	0	0	2	0

(à suivre)

Tableau A4.4 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars courants (T2 1980 - T2 1989)

	Modèle : M16Y	M17Y	M18Y	COM1Y	COM2Y
Prévision					
Taux de croissance moyens effectifs	2,12	2,12	2,12	2,12	2,12
Taux de croissance moyens prévus	2,18	2,52	2,53	2,32	2,28
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,48	0,44	0,48	0,70	0,68
Erreur de prévision					
ME	-0,07	-0,40	-0,41	-0,21	-0,17
MEA	0,77	0,80	0,82	0,57	0,59
REQM	1,02	0,99	1,05	0,74	0,73
Erreur maximum	1,91	2,34	1,94	1,81	1,56
PM	1,11	0,88	1,00	0,54	0,55
UM	0,04	0,17	0,15	0,08	0,05
UR	0,32	0,07	0,21	0,05	0,03
UD	0,68	0,76	0,64	0,87	0,32
α	0,90+ (2,49)	0,43+ (0,74)	0,60+ (1,34)	0,19 (0,53)	0,08 (0,22)
β	0,70+ (3,63)	0,67 (2,97)	0,61 (3,37)+	0,84 (3,84)	0,90 (5,61)
δ	0,21 (1,36)	0,51 (3,46)	0,37 (2,52)	0,21 (1,26)	0,31 (1,93)
Q2	0,89	5,57	3,36	2,22	1,78
Q4	0,96	5,63	3,64	2,88	2,75
Q6	2,97	13,63	6,71	3,53	3,02
Q8	9,22	35,27	26,50	3,05	6,68
Stock $	**	**	**	**	**
Com. int.	**	**	**	**	**
Pétrole	**	=	*	=	=
Prévision du signe de la variation du taux de croissance					
N	0,51	0,46	0,51	0,57	0,59
NG	0	0	0	0,20	0,40
NTP	-	-	-	-	-
NFS	0	0	0	0	0

Tableau A4.5
Évaluation des prévisions, un trimestre d'avance, du taux de croissance du PIB en dollars courants (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyens : effectifs	prévus	ʃ	ME	MEAC	REQM	Erreur maximum	PM	N	NG	NPT	NFS
BMY	2,12	2,49	0,53	-0,37	0,69	0,93	2,37	0,79	0,57	0,20	-	0
MMY	2,12	2,25	0,53	-0,13	0,65	0,89	2,56	0,89	0,43	0,20	-	0
M1Y	2,12	2,32	0,63	-0,39	0,63	0,78	1,59	0,61	0,62	0	-	0
M2Y	2,12	2,38	0,61	-0,45	0,69	0,93	1,57	0,87	0,62	0,40	-	0
M3Y	2,12	2,33	0,64	-0,21	0,62	0,85	1,59	0,73	0,59	0,40	-	0
M4Y	2,12	2,36	0,61	-0,25	0,63	0,82	1,96	0,66	0,54	0	-	0
C1Y	2,12	2,49	0,31	-0,38	0,97	1,21	2,75	1,44	0,59	0	-	2
C2Y	2,12	2,32	0,19	-0,20	0,90	1,16	3,46	1,43	0,54	0	-	0
C3Y	2,12	2,22	0,33	-0,11	0,78	0,97	2,22	1,00	0,57	0	-	0
C4Y	2,12	2,67	0,52	-0,56	0,87	1,07	1,51	0,90	0,65	0,20	-	0
C5Y	2,12	2,31	0,47	-0,19	0,79	0,34	2,02	0,93	0,59	0,20	-	0
C6Y	2,12	2,59	0,41	-0,47	0,83	1,04	1,90	0,93	0,65	0	-	0
MI1Y	2,12	2,30	0,68	-0,18	0,55	0,72	1,87	0,53	0,62	0	-	0
MI2Y	2,12	2,38	0,72	-0,27	0,53	0,73	1,67	0,51	0,68	0,20	-	0
MI3Y	2,12	2,34	0,70	-0,22	0,56	0,72	1,79	0,51	0,65	0	-	0
MI4Y	2,12	2,42	0,71	-0,31	0,61	0,78	1,26	0,57	0,68	0,40	-	0
MI5Y	2,12	2,25	0,30	-0,13	0,87	1,05	2,15	1,18	0,49	0	-	0
MI6Y	2,12	2,25	0,38	-0,14	0,90	1,14	1,94	1,38	0,54	0	-	0
MI7Y	2,12	2,61	0,42	-0,50	0,88	1,06	2,07	0,96	0,51	0	-	0
MI8Y	2,12	2,62	0,47	-0,50	0,90	1,15	1,68	1,15	0,59	0,20	-	0
COM1Y	2,12	2,39	0,64	-0,27	0,61	0,81	1,87	0,64	0,59	0,40	-	0
COM2Y	2,12	2,15	0,64	-0,21	0,63	0,78	1,59	0,62	0,62	0,40	-	0

Tableau A4.6
Évaluation de prévisions, pour deux trimestres, du taux de croissance du PIB en dollars courants
(T2 1980 - T2 1988)

	Taux de croissance moyens : effectifs	prévus	J	ME	MEAC	REQM	Maximum	Erreur PM
BMY	4,31	4,96	0,63	-0,65	1,21	1,57	3,93	0,66
MMY	4,31	4,54	0,61	-0,24	1,13	1,50	4,45	0,70
M1Y	4,31	4,69	0,70	-0,38	1,06	1,76	3,02	0,52
M2Y	4,31	4,81	0,66	-0,50	1,21	1,64	2,53	0,78
M3Y	4,31	4,72	0,70	-0,42	1,07	1,46	2,53	0,62
M4Y	4,31	4,77	0,67	-0,47	1,15	1,42	3,02	0,58
C1Y	4,31	4,97	0,40	-0,66	1,56	2,04	4,23	1,20
C2Y	4,31	4,64	0,33	-0,34	1,46	1,95	3,78	1,19
C3Y	4,31	4,43	0,51	-0,13	1,25	1,55	4,10	0,76
C4Y	4,31	5,30	0,55	-0,99	1,46	1,88	2,49	0,82
C5Y	4,31	4,58	0,60	-0,27	1,21	1,49	3,15	0,69
C6Y	4,31	5,15	0,47	-0,84	1,45	1,82	3,41	0,84
MI1Y	4,31	4,62	0,77	-0,31	0,84	1,19	2,82	0,42
MI2Y	4,31	4,77	0,80	-0,46	0,89	1,17	2,08	0,37
MI3Y	4,31	4,70	0,78	-0,40	0,92	1,19	2,97	0,40
MI4Y	4,31	4,85	0,77	-0,54	1,04	1,28	2,04	0,43
MI5Y	4,31	4,50	0,43	-0,19	1,46	1,76	4,29	0,98
MI6Y	4,31	4,54	0,49	-0,23	1,48	1,91	3,81	1,16
MI7Y	4,31	5,22	0,46	-0,91	1,56	1,89	3,47	0,89
MI8Y	4,31	5,25	0,51	-0,94	1,60	2,03	2,99	1,03
COM1Y	4,31	4,81	0,71	-0,50	1,07	1,38	3,04	0,53
COM2Y	4,31	4,71	0,70	-0,39	1,05	1,34	2,85	0,52

Tableau A4.7
Evaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars courants - Modèles indicateurs avec agrégats financiers contemporains (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyens : effectifs	prévus	f	ME	MEAC	REQM	Erreur maximum	PM	N	NG	NPT	NFS
BBMY	2,12	2,05	0,67	-0,07	0,57	0,76	1,71	0,61	0,65	0,20	-	0
BMMY	2,12	2,09	0,69	0,03	0,58	0,76	1,53	0,63	0,62	0,20	-	0
BM1Y	2,12	2,06	0,59	0,06	0,56	0,78	2,06	0,67	0,62	0,20	-	0
BM2Y	2,12	2,07	0,59	0,04	0,71	0,90	1,51	0,88	0,70	0	-	2
BM3Y	2,12	2,10	0,62	0,02	0,59	0,78	1,74	0,67	0,65	0	-	0
BM4Y	2,12	2,03	0,57	0,08	0,65	0,85	1,83	0,78	0,68	0,20	-	0
BC1Y	2,12	2,27	0,34	-0,16	0,76	0,96	2,45	0,98	0,46	0	-	0
BC2Y	2,12	2,26	0,41	-0,15	0,75	0,93	2,17	0,92	0,46	0	-	0
BC3Y	2,12	2,23	0,61	-0,11	0,56	0,77	2,02	0,63	0,62	0,20	-	0
BC4Y	2,12	2,22	0,60	-0,10	0,62	0,85	2,41	0,78	0,51	0,20	-	0
BC5Y	2,12	2,27	0,57	-0,16	0,61	0,82	2,36	0,70	0,62	0,20	-	0
BC6Y	2,12	2,17	0,63	-0,06	0,59	0,79	2,27	0,68	0,43	0,20	-	0
BMI1Y	2,12	2,24	0,68	-0,12	0,57	0,71	1,55	0,54	0,59	0,20	-	0
BMI2Y	2,12	2,28	0,73	-0,17	0,55	0,68	1,41	0,48	0,65	0	-	0
BMI3Y	2,12	2,21	0,69	-0,09	0,56	0,71	1,33	0,54	0,65	0,20	-	0
BMI4Y	2,12	2,26	0,71	-0,14	0,55	0,69	1,32	0,51	0,65	0	-	0
BMI5Y	2,12	2,05	0,51	0,07	0,66	0,86	2,69	0,80	0,62	0,20	-	0
BMI6Y	2,12	2,09	0,54	0,03	0,70	0,88	2,59	0,84	0,62	0,20	-	2
BMI7Y	2,12	1,99	0,57	0,12	0,61	0,86	2,71	0,79	0,51	0	-	0
BMI8Y	2,12	2,03	0,60	0,08	0,65	0,90	2,56	0,86	0,49	0,20	-	4
BCOM1Y	2,12	2,08	0,66	0,04	0,56	0,74	1,65	0,59	0,68	0	-	0
BCOM2Y	2,12	2,07	0,61	0,04	0,57	0,78	1,94	0,65	0,62	0,20	-	0

Tableau A4.8
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	PIB réel				Dégonfleur du PIB				Dégonfleur à pond. fixes	IPC
Modèle :	MBQ	MMQ	C1Q	C2Q	MBP	MMP	C1P	C2P		
Prévisions										
Taux de croissance moyens effectifs	0,79	0,79	0,79	0,79	1,32	1,32	1,32	1,32	1,39	1,59
Taux de croissance moyens prévus	0,82	0,85	0,71	1,06	1,46	1,47	1,43	1,43	1,55	1,55
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,68	0,64	0,43	0,52	0,86	0,75	0,83	0,65	0,83	0,88
Erreur de prévision										
ME	-0,03	-0,06	0,08	-0,27	-0,14	-0,15	-0,12	-0,18	-0,16	-0,01
MAE	0,61	0,68	0,79	0,76	0,35	0,46	0,35	0,49	0,30	0,30
REQM	0,74	0,78	0,94	0,94	0,42	0,57	0,44	0,63	0,41	0,38
Erreur maximum	1,64	1,65	2,04	1,74	0,55	1,13	0,77	1,01	0,61	0,38
PM	0,53	0,60	0,87	0,81	0,26	0,52	0,32	0,62	0,33	0,23
UM	0	0,01	0,01	0,08	0,12	0,07	0,07	0,08	0,15	0
UR	0	0,01	0,07	0,09	0	0,15	0,01	0,06	0,03	0,03
UD	0,99	0,98	0,92	0,83	0,88	0,78	0,92	0,86	0,97	0,77
α	-0,06 (0,29)	0,06 (0,32)	0,34 (1,58)	0,13 (0,52)	-0,16 (0,99)	0,12 (0,59)	-0,18 (0,97)	0,21 (0,86)	-0,05 (0,29)	-0,21 (1,22)

(à suivre)

Tableau A4.8 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

Modèle :	PIB réel				Dégonfleur du PIB				Dégonfleur à pond. fixes	IPC
	MBQ	MMQ	C1Q	C2Q	MBP	MMP	C1P	C2P		
β	1,05	0,88	0,68	0,65	1,02	0,83	1,04	0,73	0,94	1,13
	(5,38)	(4,93)	(3,05)	(3,60)	(3,27)	(6,51)	(8,36)	(4,87)	(8,54)	(10,65)
δ	0,18	0,25	0,23	0,35	0,09	0,09	0,14	0,22	-0,01	0,14
	(1,09)	(1,50)	(1,41)	(2,18)	(0,51)	(0,55)	(0,83)	(1,32)	(0,04)	(0,84)
Q2	1,25	0,68	0,79	3,06	2,53	3,46	1,93	4,19	0,70	1,20
Q4	3,23	3,25	5,51	3,36	8,81	10,19	9,54	7,12	1,12	1,40
Q6	3,91	3,58	6,78	7,66	14,49	13,61	13,33	9,59	3,50	4,47
Q8	6,24	3,85	12,16	19,61	18,98	19,51	15,75	10,36	5,00	7,48
Stocks $	!	!	!	!	!	!	!	!	!	!
Com. Int.	!	!	!	!	!	!	!	!	!	!
Pétrole	!	!	!	!	!	!	!	=	!	!
Prévision du signe de la variation du taux de croissance										
N	0,59	0,59	0,38	0,49	0,49	0,46	0,27	0,35	0,41	0,41
NG	0	0	0,20	0	0	0	0	0	0	0
NTP	2	1	2	0	-	-	-	-	-	-
NFS	2	1	2	2	0	0	0	0	0	0

(à suivre)

Tableau A4.8 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Consommation				Logements			
Modèle :	**MC$**	**MPC**	**MC**	**P*C**	**MIH$**	**MPIH**	**MIH**	**PIH*IH**
Prévisions								
Taux de croissance moyens effectifs	2,23	1,45	0,82	2,29	2,88	1,51	1,33	2,88
Taux de croissance moyens prévus	2,44	1,46	0,74	2,20	1,77	0,58	0,83	2,40
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,18	0,86	0,45	0,10	0,48	0,20	0,45	0,43
Erreur de prévision								
ME	-0,16	-0,01	0,09	0,09	1,10	0,06	0,50	0,47
MAE	0,63	0,33	0,69	0,73	3,99	0,96	3,65	4,00
REQM	0,87	0,39	0,88	0,98	4,93	1,28	4,46	4,99
Erreur maximum	1,41	0,33	2,53	2,64	13,40	4,04	6,32	11,26
PM	1,19	0,26	1,04	1,57	0,80	1,41	0,83	0,85
UM	0,03	0	0,01	0,01	0,05	0	0,01	0,01
UR	0,19	0,01	0,24	0,38	0,03	0,33	0,04	0,05
UD	0,99	0,75	0,62	0,92	0,67	0,95	0,95	0,95
α	1,57 (2,38)	-0,11 (0,61)	0,50 (2,76)	2,04 (4,44)	1,85 (2,15)	1,13+ (1,18)	1,03 (1,45)	1,50 (1,55)
β	0,30 (1,11)	1,07 (3,42)	0,45 (2,76)	0,11 (0,56)	0,74 (3,38)	0,23+ (1,19)	0,72 (3,23)	0,69 (2,97)

(à suivre)

Tableau A4.8 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Consommation				Logements			
Modèle :	MCS	MPC	MC	P*C	MHS	MPH	MH	PH*H
δ	0,02 (0,10)	0,07 (0,41)	0,17 (0,01)	0,23 (1,40)	0,06 (0,37)	0,02 (0,14)	-0,05 (0,28)	-0,06 (0,33)
Q2	0,21	3,69	1,31	3,68	0,29	1,23	0,63	0,08
Q4	1,69	4,19	5,05	4,61	2,90	8,37	2,90	2,97
Q6	7,43	10,12	8,94	14,19	3,28	9,30	4,06	3.10
Q8	8,51	12,70	13,49	17,78	4,69	9,61	6,47	5,75
Stocks $	!	!	=	!	!	**	!	!
Com. int.	!	!	=	!	!	*	!	!
Pétrole	!	!	!	!	!	!	!	!
Prévision du signe de la variation du taux de croissance								
N	0,43	0,43	0,54	0,46	0,57	0,43	0,51	0,54
NG	0	0	0	0	0.15	0	0.31	0.33
NTP	-	-	2	-	4	0	8	4
NFS	0	0	4	0	11	2	7	6

(à suivre)

Tableau A4.8 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Investissements				Demande intérieure privée			
Modèle :	MI$	MPI	MI	PI*I	MDD$	C$+HI+I$	DD	PDD
Prévisions								
Taux de croissance moyens effectifs	1,76	0,33	1,41	1,76	2,22	2,22	0,96	1,25
Taux de croissance moyens prévus	2,18	0,42	1,46	1,88	2,39	2,17	0,88	1,29
Corrélation entre taux de croissance effectifs et prévus	0,47	0,59	0,55	0,57	0,53	0,43	0,57	0,88
Erreur de prévision								
ME	-0,42	-0,07	-0,05	-0,13	-0,17	0,05	0,08	-0,04
MAE	2,28	0,66	2,33	2,11	0,68	0,77	0,76	0,28
REQM	2,87	0,86	2,77	2,62	0,97	1,06	1,04	0,34
Erreur maximum	3,12	1,82	4,83	4,52	2,13	3,27	2,96	0,71
PM	0,79	0,69	0,68	0,67	0,72	0,88	0,68	0,23
UM	0,02	0,01	0	0	0,03	0	0,01	0,01
UR	0,01	0,04	0,01	0	0,03	0,08	0,01	0,02
UD	0,97	0,95	0,99	1,00	0,94	0,92	0,98	0,97
α	-0,11 (0,15)	0,03 (0,16)	-0,23 (0,35)	-0,17 (0,26)	0,09+ (0,18)	0,87+ (1,73)	0,26+ (0,98)	-0,16 (1,07)
β	0,89 (3,29)	0,76 (4,21)	1,15 (3,92)	1,04 (1,14)	0,92+ (1,67)	0,63+ (2,17)	0,84+ (3,31)	1,09 (10,36)

(à suivre)

Tableau A4.8 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Investissements				Demande intérieure privée			
Modèle :	MI$	MPI	MI	PI*I	MDD$	C$+HI+I$	DD	PDD
δ	0,12 (0,69)	-0,41 (2,54)	0,24 (1,55)	0,29 (0,77)	0,23 (1,53)	0,35 (2,21)	0,36 (2,29)	0,29 (1,77)
Q2	1,06	6,65	2,31	3,35	3,82	0,49	3,83	2,68
Q4	2,30	7,32	2,95	3,77	6,55	1,41	4,65	4,89
Q6	6,03	9,13	6,61	8,66	2,59	1,77	5,48	7,35
Q8	6,82	9,73	6,94	8,74	15,65	5,70	6,27	11,19
Stocks $	••	!	=	•	••	••	!	!
Com. int.	••	!	••	••	•	•	=	!
Pétrole	••	!	•	••	!	=	!	!
Prévision du signe de la variation du taux de croissance								
N	0,46	0,30	0,51	0,18	0,57	0,54	0,43	0,46
NG	0.06	0	0.22	0	0	0	0	0
NTP	1	4	8	1	0	0	1	-
NFS	5	4	7	5	0	0	3	0

Tableau A4.9
Évaluation des prévisions, pour un trimestre d'avance, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyens :						Erreur maximum					
	E*	P**	∫	ME	MEAC	REQM		PM	N	NG	NPT	NFS
PIB, dollars constants												
MBQ	0,79	0,82	0,67	-0,03	0,62	0,74	1,60	0,55	0,59	0	2	2
MMQ	0,79	0,86	0,66	-0,07	0,67	0,76	1,39	0,56	0,59	0	1	2
C1Q	0,79	0,74	0,26	0,05	0,87	1,02	1,95	1,03	0,41	0	1	7
C2Q	0,79	1,11	0,52	-0,32	0,79	0,97	1,50	0,82	0,51	0	1	3
Dégonfleur du PIB												
MBP	1,32	1,50	0,83	-0,19	0,37	0,46	0,52	0,31	0,51	0	-	0
MMP	1,32	1,51	0,69	-0,19	0,52	0,66	1,25	0,69	0,49	0	-	0
C1P	1,32	1,48	0,78	-0,16	0,39	0,50	0,94	0,40	0,46	0	-	0
C2P	1,32	1,56	0,54	-0,25	0,53	0,72	1,04	0,79	0,46	0	-	0
PF	1,39	1,60	0,81	-0,21	0,35	0,45	0,59	0,36	0,51	0	-	0
IPC												
MIPC	1,54	1,57	0,85	-0,03	0,34	0,42	1,01	0,28	0,49	0	-	0
Consommation												
MC$	2,29	2,51	0,18	-0,22	0,69	0,93	1,36	1,33	0,43	0	-	0
MPC	1,45	1,46	0,82	0	0,37	0,44	1,00	0,33	0,43	0	-	0
MC	0,82	0,80	0,48	0,02	0,66	0,84	2,48	0,97	0,38	0	1	7
PC*C	2,29	2,26	0,23	0,03	0,73	0,95	2,55	1,48	0,51	0	-	0

E* = Effectifs
P** = Prévus

(à suivre)

Tableau A4.9 (suite)
Évaluation des prévisions, pour un trimestre d'avance, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyen :						Erreur maximum					
	E°	P°°	∫	ME	MEAC	REQM		PM	N	NG	NPT	NFS
Logements												
MH$	2,88	1,33	0,40	1,55	4,41	5,17	9,00	0,84	0,65	0,08	1	9
MPH	1,51	1,55	0,06	-0,04	1,07	1,38	4,31	1,65	0,49	0	0	4
MH	1,33	0,65	0,26	0,68	4,07	4,86	7,91	0,97	0,62	0,23	7	9
PH*H	2,88	2,20	0,27	0,68	4,56	5,32	8,10	0,96	0,59	0,23	2	8
Investissements												
MI$	1,76	2,43	0,29	-0,67	2,41	3,19	5,68	0,95	0,51	0	1	3
MPI	0,35	0,53	0,58	-0,18	0,68	0,88	1,76	0,68	0,68	0,20	3	5
MI	1,41	1,52	0,38	-0,11	2,46	3,07	4,73	0,86	0,62	0,30	7	9
PI*I	1,76	2,05	0,39	-0,29	2,36	2,37	4,68	0,85	0,62	0	0	2
Demande intérieure privée												
MDD$	2,22	2,44	0,48	-0,21	0,72	1,03	2,00	0,80	0,62	0	0	0
C$+H$+I$	2,22	2,23	0,53	-0,01	0,71	0,96	2,81	0,73	0,59	0	0	0
DD	0,97	0,93	0,61	-0,04	0,73	1,00	2,50	0,64	0,59	0	1	1
PDD	1,29	1,30	0,80	-0,06	0,36	0,43	0,70	0,36	0,41	0	-	0

E° = Effectifs
P°° = Prévus

Tableau A4.10
Évaluation des prévisions, pour deux trimestres, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyens :							
	E°	P°°	ſ	ME	MEAC	REQM	Erreur maximum	PM
PIB, dollars constants								
MBQ	1,59	1,64	0,76	-0,05	0,99	1,17	2,42	0,43
MMQ	1,59	1,73	0,73	-0,13	1,06	1,23	2,52	0,47
C1Q	1,59	1,46	0,43	0,14	1,39	1,65	3,66	0,85
C2Q	1,59	2,16	0,58	-0,57	1,33	1,65	2,95	0,76
Dégonfleur du PIB								
MBP	2,68	3,02	0,89	-0,34	0,58	0,76	0,69	0,21
MMP	2,68	3,06	0,78	-0,37	0,88	1,13	1,91	0,51
C1P	2,68	2,96	0,85	-0,27	0,64	0,84	1,38	0,28
C2P	2,68	3,10	0,68	-0,42	0,92	1,19	1,69	0,55
Pf	2,85	3,22	0,88	-0,36	0,58	0,73	0,88	0,23
IPC								
MIPC	3,13	3,18	0,90	-0,05	0,60	0,71	1,50	0,20
Consommation								
MC$	4,63	5,03	0,31	-0,40	0,97	1,44	2,06	1,17
MPC	2,96	2,98	0,89	-0,02	0,59	0,71	1,59	0,22
MC	1,64	1,52	0,69	0,12	0,88	1,10	2,64	0,62
PC*C	4,63	4,52	0,36	0,11	1,06	1,40	3,10	1,19

(à suivre)

E° = Effectifs
P°° = Prévus

Tableau A4.10 (suite)
Évaluation des prévisions, pour deux trimestres, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyens :							
	E°	P°°	ſ	ME	MEAC	REQM	Erreur maximum	PM
Logements								
MH$	6,02	3,04	0,44	2,98	6,65	8,64	21,03	0,81
MPH	3,12	3,14	0,27	-0,01	1,73	2,15	5,24	1,30
MH	2,77	1,40	0,33	1,37	6,62	7,91	13,21	0,32
PH°H	6,02	4,57	0,36	1,44	7,12	8,65	17,59	0,90
Investissements								
MI$	3,59	4,78	0,46	-1,18	3,92	27,54	11,06	0,80
MPI	0,67	1,01	0,64	-0,35	1,16	1,49	2,21	0,64
MI	2,94	3,02	0,50	-0,08	3,99	5,13	9,04	0,76
PI°I	3,59	4,04	0,50	-0,44	3,69	4,98	8,07	0,75
Demande intérieure privée								
MDD$	4,52	4,91	0,59	-0,39	1,18	1,71	3,65	0,67
C$+H$+I$	4,52	4,46	0,57	0,06	1,23	1,67	4,35	0,68
DD	1,95	1,80	0,70	0,15	1,22	1,68	3,31	0,54
PDD	2,54	2,64	0,87	-0,11	0,60	0,71	1,31	0,25

E° = Effectifs
P°° = Prévus

Tableau A4.11
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée - Modèles avec agrégats financiers contemporains (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyen :						Erreur maximum					
	E*	P**	ſ	ME	MEAC	REQM		PM	N	NG	NPT	NFS
PIB, dollars constants												
BMBQ	0,79	0,78	0,67	0	0,62	0,75	1,68	0,55	0,59	0	2	2
BMMQ	0,79	0,76	0,65	0,03	0,65	0,77	1,88	0,58	0,57	0	2	2
BC1Q	0,79	0,78	0,56	0,01	0,66	0,84	2,23	0,70	0,62	0,20	1	5
BC2Q	0,79	0,72	0,57	0,07	0,60	0,85	2,30	0,71	0,57	0	0	2
Dégonfleur du PIB												
BMBP	1,32	1,27	0,80	0,05	0,41	0,47	0,85	0,38	0,70	0	-	0
BMMP	1,32	1,31	0,70	0,01	0,46	0,56	1,34	0,53	0,65	0	-	0
BC1P	1,32	1,45	0,83	-0,13	0,37	0,45	0,90	0,32	0,46	0	-	0
BC2P	1,32	1,50	0,83	-0,18	0,38	0,46	0,66	0,31	0,32	0	-	0
Consommation												
BMC$	2,20	2,31	0,33	-0,03	0,66	0,77	1,67	0,98	0,49	0	-	0
BMPC	1,45	1,45	0,84	0	0,34	0,41	0,93	0,29	0,51	0	-	0
BMC	0,82	0,88	0,55	-0,06	0,55	0,76	2,46	0,79	0,51	0	0	3
PC*C	2,29	2,34	0,24	-0,05	0,66	0,84	2,59	1,13				

E* = Effectifs
P** = Prévus

(à suivre)

Tableau A4.11 (suite)
Évaluation des prévisions, pour le trimestre courant, du taux de croissance du PIB en dollars constants, du dégonfleur du PIB, de l'indice des prix à la consommation et des composantes de la demande privée - Modèles avec agrégats financiers contemporains (T2 1980 - T2 1989)

	Taux de croissance moyen :											
	E*	P**	f	ME	MEAC	REQM	Erreur maximum	PM	N	NG	NPT	NFS
Logements												
BMH$	2,88	1,28	0,57	1,60	3,92	4,87	12,15	0,74	0,59	0,23	4	13
BMPH	1,51	1,22	0,13	0,29	2,80	3,98	10,45	1,36	0,51	0	3	11
BMH	1,33	0,19	0,53	1,14	3,45	4,42	11,03	0,77	0,46	0,23	3	7
PH*H	2,88	1,41	0,41	1,47	4,78	6,57	19,53					
Investissements												
BMI$	1,76	2,12	0,46	-0,36	2,34	2,88	5,20	0,80	0,43	0	1	9
BMPI	0,35	0,71	0,56	-0,35	0,78	0,98	1,88	0,77	0,46	0,30	3	5
BMI	1,41	-0,01	-0,04	1,50	4,48	7,44	34,03	4,84	0,59	0,28	7	9
BPI*I	1,76	0,61	-0,03	1,14	4,45	7,42	32,85	5,23				
Demande intérieure privée												
RMDD$	2,22	1,97	0,40	0,25	1,04	1,33	3,35	1,34	0,57	0,33	1	5

E* = Effectifs
P** = Prévus

Annexe 5

Tableau A5.1
Comparaison des résultats d'estimation des modèles MBQ et CIP avec des données désaisonnalisées et non désaisonnalisées (T1 1972 - T2 1989)

	Modèle MBQ Variable-cible: Q				Modèle CIP Variable-cible: P		
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
Constante	0,839	1,375	-8,095	Constante	0,115	1,835	1,282
	(6,01)	(2,29)	(14,70)		(0,63)	(3,72)	(1,97)
Q_{-1}	0,052	-0,090	-0,613	P_{-1}	0,396	-0,192	-0,128
	(0,46)	(0,65)	(6,38)		(3,50)	(1,56)	(1,04)
$M1R_{-1}$	0,168	-0,315	0,202	P_{-2}	0,393	-0,257	-0,149
	(3,49)	(1,30)	(2,27)		(3,60)	(2,13)	(1,24)
$M1R_{-2}$	0,168	-0,929	0,343	CCB_{-1}	0,078	0,213	0,272
	(3,19)	(4,63)	(3,85)		(1,98)	(1,73)	(2,23)
T2	-	-	10,24	T2	-	-	0,707
			(15,61)				(0,96)
T3	-	-	19,85	T3	-	-	1,044
			(17,28)				(1,47)
T4	-	-	8,91	T4	-	-	-1,522
			(7,50)				(2,08)
$\bar{R}^2$	0,337	0,277	0,926	$\bar{R}^2$	0,617	0,056	0,214
D.W.	2,02	1,75	2,06	D.W.	2,01	1,99	1,94
E.T.	0,785	4,888	1,564	E.T.	0,580	2,099	1,916
ΣM1R	0,334	-1,244	0,546				
	(5,18)	(4,68)	(4,63)				

(1) = estimation avec données désaisonnalisées
(2) = estimation avec données non désaisonnalisées
(3) = estimation avec données non désaisonnalisées et variables muettes saisonnières

Tableau A5.2
Relation non linéaire entre la croissance de M1 (en termes réels) et la croissance du PIB en dollars constants (T2 1972 - T2 1989)

	(1)	(2)	(3)
Constante	0,839 (6,01)	0,978 (4,36)	0,906 (4,96)
Q_{-1}	0,052 (0,46)	0,033 (0,29)	0,045 (0,39)
$M1R_{-1}$	0,168 (3,49)	0,090 (0,93)	0,162 (3,27)
$M1R_{-2}$	0,166 (3,19)	0,172 (1,76)	0,169 (3,12)
$M1R_{-1} < O$	-	0,144 (0,92)	-
$M1R_{-2} < O$	-	0,006 (0,04)	-
$M1R^2_{-1}$	-	-	-0,008 (0,45)
$M1R^2_{-2}$	-	-	-0,006 (0,35)
$\bar{R}^2$	0,337	0,325	0,320
D.W.	2,02	2,01	2,04
E.T.	0,784	0,791	0,795
ΣM1	0,334 (5,18)	0,412 (3,57)	0,315 (4,30)
Test F pour variables supplémentaires	-	0,273	0,102

(1) = estimation avec données désaisonnalisées
(2) = estimation avec données non désaisonnalisées
(3) = estimation avec données non désaisonnalisées et variables muettes saisonnières

Tableau A5.3
Modèle indicateur et indicateur précurseur de Statistique Canada
Variable-cible : PIB en dollars constants (T2 1972 - T2 1989)

	(1)	(2)	(3)
Constante	0,839 (6,01)	0,847 (5,83)	0,813 (5,59)
Q_{-1}	0,052 (0,46)	0,061 (0,51)	0,027 (0,23)
$M1R_{-1}$	0,168 (3,49)	0,170 (3,43)	0,183 (3,67)
$M1R_{-2}$	0,166 (3,19)	0,173 (2,83)	0,164 (2,68)
$LIND_{-2}$	-	-0,016 (0,23)	-0,045 (0,63)
$LIND_{-3}$	-	-	0,085 (1,54)
$\bar{R}^2$	0,34	0,33	0,34
D.W.	2,02	2,02	1,93
E.T.	0,78	0,79	0,78
ΣM1R	0,334 (5,18)	0,344 (4,40)	0,346 (4,48)
ΣIND.PRÉ	-	-	0,040 (0,51)

(1) = estimation avec données désaisonnalisées
(2) = estimation avec données non désaisonnalisées
(3) = estimation avec données non désaisonnalisées et variables muettes saisonnières

Bibliographie

Akaike, H. (1969). «Statistical Predictor Identification», *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 21, pp. 203-207.

Akhtar, M. A. (1983). *Financial Innovations And Their Implications For Monetary Policy : An International Perspective*, Bank for International Settlements Economic Papers n° 9.

Banque du Canada (1983). *Rapport annuel du gouverneur au ministre des Finances et relevé de comptes pour l'année 1982*, Ottawa.

Banque du Canada (1985). «Quelques aspects de l'évolution récente des agrégats monétaires au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, janvier, pp. 5-16.

Barnett, W. et P. Spindt (1979). «The velocity behaviour and information content of divisia monetary aggregates», *Economics Letters*, vol. 4, pp. 51-57.

Barnett, W. et P. Spindt (1980). *The Information Content of Divisia Monetary Quantity Indices*, Federal Reserve Board Special Studies n° 146.

Chong, Y. Y. et D. F. Hendry (1986). «Econometric Evaluation of Linear Macroeconomic Models», *Review of Economic Studies*, vol. 4, pp. 671-690.

Clift, B. et S. Wells (1990). «La fiabilité des estimations des comptes nationaux du Canada», *L'observateur économique canadien*, février, pp. 268-290.

Cross, P. et F. Roy-Mayrand (1989). «Le nouveau système des indicateurs avancés de Statistique Canada», *L'observateur économique canadien*, février, pp. 3.1-3.37.

Crow, J. (1988). «La politique monétaire à l'oeuvre au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, février.

Darby, M. R., A. R. Mascaro et M. L. Marlow (1989). «The Empirical Reliability of Monetary Aggregates as Indicators: 1983-1987», *Economic Inquiry*, vol. 27, pp. 555-585.

Daub, M. (1973). «On the Accuracy of Canadian Short-Term Economic Forecasts», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 6, pp. 91-107.

Daub, M. (1981). «The Accuracy of Canadian Short-Term Economic Forecasts Revisited», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 14, pp. 499-507.

Daub, M. (1987). *Canadian Economic Forecasting in a World Where All's Unsure*, McGill-Queen's University Press, Kingston.

De Long, J. B. et L. H. Summers (1988). *How Does Macroeconomic Policy Affect Output?*, Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper n° 1418, décembre.

Driscoll, M. J., J. L. Ford et A. W. Mullineux (1985). «The elasticity of prices with respect to monetary components: some estimates for the U.K. 1948-1979», *Applied Economics*, vol. 17, pp. 95-106.

Driscoll, M. J., J. L. Ford, A. W. Mullineux et W. Kohler (1985). «Monetary Aggregates, Their Information Content and Their Aggregation Error: Some Preliminary Findings for Austria, 1965-1980», *Empirical Economics*, vol. 10, pp. 13-25.

Fair, R. C. et R. J. Shiller (1989). «The Informational Content Of Ex Ante Forecasts», *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, pp. 325-331.

Fine, E. P. (1990). «Les répercussions des innovations institutionnelles sur les agrégats monétaire», note documentaire reproduite dans le présent volume.

Freedman, C. (1983). «Financial Innovations in Canada: Causes and Consequences», *American Economic Review*, vol. 73, pp. 101-106.

Freedman, C. et D. Longworth (1990). «Debt and Credit: Recent Canadian Developments», *North American Review of Economics and Finance*, vol. 1, printemps, pp. 33-51.

Friedman, B. (1988a). «Monetary Policy Without Quantity Variables», *American Economic Review*, vol. 78, pp. 440-445.

Friedman, B. (1988b). «Lessons on Monetary Policy from the 1980s», *Journal of Economic Perspectives*, été, pp. 51-72.

Granger, C. W. J. et P. Newbold (1977). *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, New York.

Hendry, D. F. et J. F. Richard (1982). «On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics», *Journal of Econometrics*, vol. 20, pp. 3-33.

Holden, K. et D. A. Peel (1989). «Unbiasedness, Efficiency and the Combination of Economic Forecasts», *Journal of Forecasting*, vol. 8, pp. 175-188.

Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, rapport technique n° 48, Banque du Canada.

Lucas, R. E. Jr. (1988). «Money Demand in the United States: A Quantitative Review», *Money, Cycles and Exchange Rates: Essays in Honour of Allan H. Meltzer*, K. Brunner et B. T. McCallum (éd.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 29, pp. 137-168.

Mahmoud, E. (1984). «Accuracy in Forecasting», *Journal of Forecasting*, vol. 3, pp. 139-159.

McCallum, B. T. (1989). *Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy*, document de travail n° 3047, NBER.

McPhail, K. et F. Caramazza (1990). *La demande de M2 et M2+ au Canada : quelques résultats récents*, document de travail n° 90-3, Banque du Canada.

Milton, L. (1988). *An Analysis Of the Information Content of Alternative Credit Aggregates*, rapport technique n° 49, Banque du Canada.

Muller, P. (1989). *Might Financial Aggregates Still Have A Role in Policy Formulation?*, communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Québec en juin 1989.

Poole, W. (1988). «Monetary Policy Lessons of Recent Inflation and Disinflation», *Journal of Economic Perspectives*, été, pp. 73-100.

Rasche, R. H. (1987). «Velocity And Money-Demand Functions: Do Stable Relationships Exist?», *Empirical Studies of Velocity, Real Exchange Rates, Unemployment and Productivity*, K. Brunner et A. H. Meltzer (éd.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 27, pp. 9-88.

Sims, C. A. (1972). «Money, Income and Causality», *American Economic Review*, vol. 62, pp. 540-552.

Sims, C. A. (1980). «Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered», *American Economic Review*, vol. 70, pp. 250-257.

Stock, J. H. et M. W. Watson (1989). «Interpreting the Evidence on Money-Income Causality», *Journal of Econometrics*, vol. 40, pp. 161-181.

Stockton, D. J. et C. S. Struckmeyer (1989). «Tests of the Specification and Predictive Accuracy of Nonnested Models of Inflation», *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, pp. 275-283.

Zarnowitz, V. (1985). «Rational Expectations and Macroeconomic Forecasts», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, pp. 293-311.

Commentaires

John McCallum

J'aimerais féliciter Patrice Muller pour l'étude extrêmement approfondie qu'il a réalisée. J'ai beaucoup appris. Celle-ci a nécessité une somme de travail incroyable, et le nombre de régressions et la quantité de chiffres auxquels je dois me reporter sont impressionnants. Mes observations se répartissent en trois volets. Je traiterai d'abord brièvement de l'objet du document et de ses conclusions. J'aborderai ensuite ce que j'appellerai le «mécanisme de transmission». Enfin, je commenterai les comparaisons que Patrice fait entre les prévisions des modèles indicateurs et les prévisions élaborées par le DRI et le *Conference Board* dans le secteur privé.

L'objet de l'étude est limité : il s'agit de savoir si les agrégats de la monnaie ou du crédit fournissent des renseignements utiles pour la prévision à court terme du PIB nominal, des prix et de la production. Cette entreprise n'a aucun rapport particulier avec la politique monétaire : l'auteur cherche uniquement à voir si les agrégats peuvent contribuer à l'établissement d'une prévision à court terme. Sa conclusion est que, et je cite, «malgré les nombreuses innovations financières qui ont perturbé la relation entre les agrégats financiers et la dépense totale, ces agrégats sont encore de très utiles sources d'information sur l'évolution des grands agrégats macroéconomiques».

Ma première observation est d'importance assez secondaire. Si le seul objectif de l'auteur est d'utiliser des formes réduites pour aider dans la prévision, par exemple, du PIB nominal, pourquoi s'en tient-il aux seules variables financières? Il est vrai qu'on pourrait être amené à effectuer des centaines de régressions supplémentaires si l'on élargissait l'éventail de

variables - et peut-être l'a-t-on déjà fait -, mais on peut facilement imaginer d'autres variables susceptibles d'être utiles. Par exemple, si la variable à prévoir est l'indice implicite des prix du PIB, l'intervention des valeurs retardées du taux de change ou des cours des produits de base serait peut-être indiquée. Si la variable visée est la production réelle, l'emploi des valeurs retardées de la production américaine ou d'autres variables américaines permettra peut-être d'améliorer les prévisions.

Ma deuxième remarque touche davantage le fond et a trait au «mécanisme de transmission» mentionné précédemment. Peut-être n'est-il pas possible de conclure grand-chose au sujet du mécanisme de transmission à partir de telles équations de forme réduite, mais il faudrait au moins disposer d'une thèse sensée permettant d'expliquer certains résultats.

Au risque de simplifier considérablement, j'aimerais présenter un bref résumé des nombreux résultats décrits. Il y a d'un côté les équations ajustées et, de l'autre, les tests permettant d'établir quels modèles donnent les meilleures prévisions en dehors de la période d'estimation. Dans le cas du PIB réel (Q), c'est M1 réel qui donne les meilleurs résultats, tant pour ce qui est des équations ajustées que des prévisions. L'agrégat prédisant le mieux l'indice implicite des prix du PIB est soit M2, soit le crédit à la consommation consenti par les banques. L'agrégat qui rend le mieux compte de l'évolution du PIB nominal dans les équations ajustées semble être M1, mais l'auteur retient les prévisions de la production et celles des prix fondées sur le crédit à la consommation pour prévoir le PIB nominal. Si Milton Friedman avait à se prononcer là-dessus, il ferait valoir, à mon avis, que si la masse monétaire augmente, le PIB nominal devrait s'en ressentir en l'espace, disons, d'un an, et les prix un peu plus tard. Je ne sais trop ce que signifient ces résultats, mais j'aimerais soulever une ou deux questions.

Tout d'abord, il me semble étrange qu'on choisisse des agrégats monétaires différents pour prévoir la production, les prix ou le PIB nominal. L'agrégat prévoyant le mieux la production serait M1 réel; cet agrégat donnerait des résultats convenables dans le cas du PIB nominal, mais pas dans celui des prix. M2 donnerait quant à lui d'assez bons résultats pour les prix, mais non pour les deux autres grandeurs. Comment interpréter ceci? Pourquoi devrait-on s'attendre à de tels résultats? Les résultats concernant M1 m'étonnent un peu, eux aussi; après tout, bien des études font état de l'effondrement de la demande de M1, et voilà que M1 est ici considéré comme l'agrégat permettant le mieux de prévoir la production. Ainsi, les déplacements de la courbe LM attribuables à des variations de M1 pourraient en somme servir à prévoir la production. Il reste qu'un autre courant de pensée veut que les déplacements importants de la courbe LM soient provoqués par des variations de la demande de M1. N'est-il donc pas quelque peu surprenant dans ces conditions que, de tous les agrégats étudiés, M1 semble le mieux prévoir la production? C'est également M1 qui se comporterait le mieux dans l'ensemble si l'on considère conjointement la production, les prix et le revenu nominal; en effet, en examinant les coefficients de corrélation obtenus pour différents retards et avances entre les divers agrégats monétaires et les autres variables qui nous intéressent, j'ai pu constater que, si l'on utilise M1, on aboutit à l'interprétation de Friedman.

Par exemple, j'ai remarqué que, si M1 augmente en $t=0$, on obtient une corrélation maximale (soit 0,78) avec la production et le PIB nominal en $t=2$. On enregistre une corrélation maximale avec les prix en $t=4$ (t étant mesuré en trimestres), bien que celle-ci soit faible. Par conséquent, si l'on fait appel à M1 et que cet agrégat augmente aujourd'hui, la production et le PIB nominal réagiront dans deux trimestres, tandis que la réaction maximale

des prix se fera sentir dans quatre trimestres. Cela a de quoi étonner, si l'on pense à tous les autres problèmes de stabilité que présente M1.

Passons maintenant à M2. M2 serait l'agrégat qui prévoit le mieux les prix, mais il n'explique pas aussi bien l'évolution des deux autres variables. Si M2 augmente en t=0, le niveau des prix s'élève à peu près en même temps, mais les hausses du PIB nominal et de la production précèdent celle de M2. La hausse du PIB nominal se produit en t=-2, et le coefficient de corrélation est élevé, et celle de la production en t=-4, le coefficient de corrélation étant de 0,62. Je n'arrive pas à interpréter ces enchaînements temporels entre M2 et les prix, le revenu nominal et le PIB réel ni à les expliquer en invoquant l'existence d'un quelconque mécanisme de transmission. C'est pourquoi j'hésite à me fier uniquement à M2 pour la prévision des prix. Mon scepticisme tient sans doute au fait qu'il ne semble pas exister d'explication globale ou logique me permettant d'interpréter ces régressions.

Mon troisième et dernier commentaire porte sur la comparaison qu'établit Patrice Muller avec les prévisions du secteur privé. Dans un sens, cette comparaison revêt une importance fondamentale puisque, dans la mesure où l'objet de cette recherche consiste à déterminer si les agrégats monétaires sont utiles à la prévision, nous aimerions aussi savoir s'ils sont supérieurs aux autres outils de prévision disponibles. L'auteur compare les prévisions issues des modèles indicateurs de monnaie à celles du DRI et du *Conference Board*. À cette fin, il effectue une régression de la variation effective de la variable à prévoir par rapport à la prévision du *Conference Board* et à celle du modèle indicateur, par exemple. Dans presque tous les cas, les prévisions établies par le modèle indicateur ne l'emportent pas sur celles élaborées par le secteur privé, qu'il s'agisse du PIB nominal ou réel, sauf dans le cas des prévisions du PIB réel émanant du *Conference Board*.

Cependant, la variable pour laquelle le modèle indicateur produit des prévisions sensiblement supérieures à celles du *Conference Board* est la croissance de l'indice implicite des prix du PIB. Au Tableau 23, la qualité des prévisions du modèle indicateur fondé sur M2 est nettement supérieure à celle des prévisions du *Conference Board*, ce qui semble indiquer que la prise en compte de la croissance de M2 améliore beaucoup la prévision à court terme de l'inflation. Il s'agit de toute évidence d'une découverte importante et utile. Je dois cependant relever les faits suivants : i) ce résultat me paraît déconcertant, ce qui m'empêche de souscrire à la conclusion de l'auteur; ii) les prévisions que l'on obtient en faisant intervenir M2 ne semblent pas supérieures à celles du DRI; iii) on trouve dans tout le document des indications selon lesquelles cette relation de M2 avec les prix, qui résiste à certains tests de stabilité, pourrait s'être rompue vers 1985. J'aimerais savoir ce que l'on obtiendrait en estimant jusqu'en 1985 cette équation de prévision de l'inflation fondée sur M2. Donnerait-elle de bons résultats pour les cinq dernières années, ou la période récente a-t-elle marqué une rupture de cette relation?

En un mot, j'ai trouvé le document intéressant. Il donne à penser que M2 est un agrégat utile pour la prévision de l'inflation, mais je reste un peu sceptique à cause des risques d'instabilité. De plus, compte tenu de la structure des corrélations que je note dans le document, je ne puis concevoir de thèse ou de mécanisme de transmission qui expliquerait le rôle de M2.

Discussion générale

Bruce Rayfuse relève que la question de savoir si le mécanisme de transmission de la politique monétaire s'est modifié a été considérablement débattue ces derniers temps. Il demande si les résultats de l'estimation des modèles indicateurs appuient ce point de vue - par exemple, s'il existe un signe quelconque d'instabilité ou de détérioration récente des performances des modèles indicateurs en ce qui concerne la prévision des différentes composantes de la demande globale. Patrice Muller réplique que les tests formels ne révèlent aucun signe d'instabilité récente dans les modèles indicateurs globaux. En outre, jusqu'en 1979, période d'estimation de ces modèles, qui ont aussi servi à des prévisions sur la période 1985-1989, la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) sur l'intervalle de prévision ne révèle aucune détérioration par rapport à la performance de l'équation pour la période d'observation. L'instabilité paraît nettement plus grande dans le cas des modèles relatifs aux composantes de la demande globale. Muller avance toutefois l'idée que cela pourrait tout simplement être dû au fait que ces modèles sont «surajustés» (c.-à-d. qu'ils contiennent un grand nombre de variables explicatives), ce qui les rend moins fiables hors de la période d'observation.

Pierre Fortin signale que le peu de puissance que le document attribue aux tests formels servant à évaluer la stabilité tient peut-être à la faiblesse relative du pouvoir explicatif des modèles indicateurs. Muller fait valoir qu'il accorde peu d'importance aux tests de stabilité formels. Ce qui importe, selon lui, c'est que les résultats *ex post* des prévisions obtenues à l'aide de ses

modèles ne soient pas moins bons que les données ajustées de la période d'observation.

Jean-Marie Dufour rappelle aux participants qu'un modèle comportant des erreurs de spécification (par exemple un modèle dans lequel des variables seraient omises ou des contraintes incorrectement exprimées) peut avoir une REQM sur l'intervalle de prévision plus faible qu'un modèle correctement spécifié, lorsque les paramètres estimés de ce dernier présentent une variance plus élevée. Pierre Fortin se dit d'avis que l'importance qu'il convient d'accorder aux erreurs de spécification doit dépendre du but du modèle : lorsqu'il sert principalement à la prévision, un modèle incorrectement spécifié, mais présentant une REQM plus faible pourrait être préférable.

Paul Boothe se demande si la stabilité des modèles indicateurs globaux est une indication que la critique de Lucas ne s'applique pas aux types de changements de politique monétaire qui sont survenus au cours de la période d'observation. Pierre Duguay convient avec Boothe que les relations structurelles de l'économie ont pu subir des changements au cours de la période d'observation, mais d'après lui les modèles indicateurs globaux sont restés suffisamment stables pour être utiles à la politique monétaire. Par contre, lorsqu'on essayait d'affiner les modèles en y ajoutant de nouvelles variables explicatives ou des retards supplémentaires, ils avaient tendance à perdre de leur stabilité et, par voie de conséquence, à devenir moins utiles pour la conduite de la politique monétaire.

Freedman souligne que les modèles indicateurs ne sont que l'un des nombreux mécanismes mis à contribution dans la conduite de la politique monétaire. La Banque du Canada se sert également du modèle économétrique RDXF pour effectuer des projections économiques, étudie les prévisions du secteur privé au sujet de l'économie canadienne et suit l'information économique. Le rôle des modèles indicateurs, c'est de

confirmer les signaux émanant des autres données économiques disponibles. Freedman fait remarquer que *tant* la monnaie *que* le crédit fournissent des renseignements utiles, même si, tout compte fait, les agrégats monétaires paraissent donner un peu plus d'information. Il ajoute que la Banque ne concentre pas son attention sur un agrégat unique, parce que des variations aléatoires, des facteurs spéciaux ou des innovations financières touchant un agrégat en particulier risqueraient, à n'importe quel moment, de fournir des signaux trompeurs. Muller fait observer que les agrégats de la monnaie et du crédit sont surtout utiles parce qu'ils sont disponibles de façon plus ponctuelle qu'un grand nombre d'autres données économiques. C'est l'une des raisons pour lesquelles il n'a utilisé que ces deux variables indicatrices dans ses modèles.

Doug Hostland ajoute que seules des hypothèses très robustes (y compris l'hypothèse de forte exogénéité des agrégats monétaires), ayant peu de chances de se vérifier, permettent d'interpréter la structure de retards des modèles indicateurs. Si l'on souhaite procéder à une telle interprétation, il convient de choisir un cadre autorégressif vectoriel, de faire des hypothèses adéquates pour identifier le modèle, puis d'utiliser des chocs non anticipés.

Pierre Duguay convient que la structure de retards des modèles indicateurs pose quelques problèmes d'interprétation, mais il fait valoir que le profil des enchaînements temporels et le fait que les différents agrégats monétaires sont de meilleurs indicateurs des prix, de la production et du revenu nominal ne sont pas incompatibles avec la théorie habituelle du mécanisme de transmission. Par exemple, il est possible de concilier les enchaînements temporels selon lesquels M2 suit la production, mais précède les prix, et M1 précède la production : M1 est sensible aux taux d'intérêt et réagit plus vite à leurs variations que ne le fait la production, d'où l'antériorité de M1 par rapport à la production. Par la suite, les effets

cumulés de ces agrégats sur la production influent sur les prix, encore que ce soit avec des retards longs et variables. Au fil du temps, les modifications que subissent les prix et la production ont à leur tour un effet graduel sur la demande de M2. Cependant, la corrélation entre M2 et les prix atteint son maximum avec les retards plus courts, car les deux réagissent aux modifications antérieures de la production.

Jon Cockerline trouve surprenant que les variations des agrégats du crédit suivent celles du PIB réel, car il avait cru comprendre, d'après des études antérieures effectuées à la Banque du Canada, que les agrégats du crédit étaient des indicateurs avancés. De plus, les données macroéconomiques récentes au Canada semblent confirmer que le crédit, en particulier le crédit hypothécaire à l'habitation, est un indicateur avancé de l'évolution conjoncturelle. Muller souligne que si le crédit peut quand-même fournir des indications avancées, l'analyse de la corrélation donne à penser que la corrélation *maximale* se produit lorsque l'évolution du crédit est postérieure à celle de la production. Il a également fait remarquer que, même si certains modèles indicateurs laissent croire que le crédit fournissait des renseignements avancés, ces renseignements étaient dans bien des cas englobés par ceux que fournit M1. Bruce Montador a souligné que la disponibilité des données faisait problème lorsqu'on se servait du crédit comme indicateur avancé, car le crédit total consenti aux ménages n'est connu qu'après un retard appréciable, même si les chiffres du crédit accordé aux ménages par les banques à charte sont produits plus rapidement.

UN MODÈLE BVAR DE PRÉVISION DE LA DÉPENSE NOMINALE ET D'ANALYSE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE CANADIENNE

Daniel Racette et Jacques Raynauld*

Introduction

Il y a plus de deux ans, après quatre ans d'une inflation avoisinant les 4 % au Canada, le gouverneur Crow (1988) annonçait que la Banque du Canada allait tout mettre en oeuvre pour atteindre la stabilité des prix. Depuis lors, de nombreux signaux se sont accumulés, indiquant les difficultés de réalisation d'un tel objectif dans le contexte économique et financier actuel. Ainsi, au niveau de l'objectif même, on constate que l'inflation, mesurée par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation, loin d'avoir décru, est passée de 4,1 % au premier trimestre de 1988 à 5,2 % pour l'ensemble de 1989. De plus, les variables que le gouverneur lui-même reconnaît comme des *guides* privilégiés de la politique monétaire canadienne (M2 et M2+) ont crû à des rythmes de bien plus de 10 %, alors que les études mêmes de la Banque du Canada indiquent que la stabilité des prix serait compatible avec des taux de croissance d'environ 5 à 6 % de ces agrégats (Caramazza, 1989; Voir aussi Racette, 1989)[1].

---

1 Pourtant le gouverneur Crow (1990, p. 10) affirmait encore récemment : «La Banque du Canada reste néanmoins capable d'influencer, en définitive, le rythme de l'expansion monétaire».

* *Nous tenons à remercier David Longworth pour nous avoir invités à participer à cet effort de recherche de la Banque du Canada. Nous voulons aussi remercier Paul Bootha, Francesco Caramazza, Doug Hostland, Patrice Muller et Jack Selody. Jacques Raynauld a profité des échanges enrichissants qu'il a eus au* Institute for Empirical Macroeconomics *de la Federal Reserve Bank of Minneapolis à l'occasion de cette étude; il en remercie le directeur Christopher A. Sims. Les opinions exprimées dans cette étude sont celles des auteurs et n'engagent en rien la Banque du Canada.*

Pourtant, les observateurs de la politique monétaire (et le gouverneur de la Banque lui-même, *Rapport annuel 1989*, p. 9)[2] ne cessent de qualifier la politique de très restrictive, en observant les taux d'intérêt à court terme, qui ont augmenté de manière substantielle, passant de moins de 9 % au début de 1988 à plus de 12 % en 1989 et 1990.

L'époque à laquelle la politique monétaire pouvait être identifiée à un instrument unique, le taux d'intérêt, et à un seul objectif intermédiaire, le taux de croissance de M1, est maintenant bien lointaine. Les diverses mesures de déréglementation et les innovations financières de toutes sortes ont, semble-t-il, rendu la demande des agrégats monétaires instable, en plus de erendre les agrégats larges pratiquement insensibles au taux d'intérêt, empêchant ainsi un ciblage strictement monétaire[3]. C'est la dépense nominale qui semble maintenant jouer un rôle prédominant dans la politique de la Banque du Canada. Sur la base de l'observation d'une multiplicité d'indicateurs (l'approche de la liste de vérification) qui la renseignent sur le comportement futur de la dépense nominale, la Banque ajuste sa politique qui équivaut ainsi implicitement à un ciblage sur la dépense nominale[4]. Les

---

2 Le Gouverneur Crow est bien conscient du fait qu'il ne régit pas le niveau des taux d'intérêt et du taux de change : «Nous ne pouvons pas décréter à quel niveau s'établiront les taux d'intérêt...» (Crow, 1990, p. 9). Il identifie tout de même les «conditions monétaires» dans l'économie canadienne à la combinaison des effets des taux d'intérêt et du taux de change : «...l'ensemble des conditions monétaires, c'est-à-dire de l'effet conjugué sur la demande d'une variation des taux d'intérêt à court terme et d'un mouvement du taux de change.» (Rapport annuel 1989, p. 12).

3 Voir à ce sujet les études de la Banque du Canada : McPhail et Caramazza (1990), Caramazza, Hostland et Poloz (1989).

4 Les propriétés que M2+ et M2 présentent en tant qu'indicateurs précurseurs et contemporains de l'évolution de la dépense nominale et de l'inflation complètent l'information fournie par les fonctions de demande et par l'analyse des autres indicateurs économiques; elles aident ainsi à évaluer la conjoncture et les perspectives économiques et guident les autorités économiques dans l'ajustement de leurs politiques.

«Comme je l'ai laissé entendre tout à l'heure, il faut une bonne dose de jugement pour déterminer, au fur et à mesure qu'évolue la conjoncture économique, les conditions

phénomènes des deux dernières années que nous avons évoqués plus haut démontrent que les lignes directrices actuelles de la conduite de la politique monétaire se butent à des difficultés insoupçonnées. Cela fait ressortir la nécessité pour la Banque de disposer d'un outil souple qui permette à la fois de prévoir les variables-clés sur lesquelles elle base sa politique et de comprendre la dynamique des interactions entre les instruments, les cibles intermédiaires et les objectifs finaux de sa politique. En outre, un tel outil devrait permettre une analyse du contenu indicateur de certaines variables observables à l'avance par rapport aux diverses variables-objectifs.

C'est sur cette toile de fond que la Banque du Canada a décidé d'entreprendre une recherche portant à la fois sur les propriétés de la demande des agrégats monétaires au sens large (M2, M2+) et sur les propriétés prévisionnelles des agrégats de la monnaie et de crédit. Dans ce deuxième volet de la recherche, les questions qui se posent sont d'un ordre éminemment pratique. On demande aux chercheurs d'élaborer un modèle, d'en justifier les bases théoriques et :

- de montrer la performance prévisionnelle du modèle pendant les années 80 et de la comparer, si possible, à celle des modèles structurels traditionnels;
- de décrire la technique de prévision de la dépense nominale pour le trimestre le plus récent;
- d'indiquer l'horizon sur lequel on peut compter faire des prévisions économiques utiles;
- de préciser ce que le modèle prévoit quant au rôle des divers agrégats financiers dans la détermination de la dépense nominale et des prix.

---

monétaires qui se prêtent le mieux à la réalisation de cet objectif [de la baisse de l'inflation]. La Banque du Canada doit prendre en considération une foule de facteurs qui agissent sur les marchés financiers et sur notre économie.» (J. Crow, Allocution prononcée à la Chambre de commerce de la Rive Sud, Brossard, 4 avril 1990).

Les économistes de la Banque se sont, pour leur part, concentrés sur des études visant à découvrir, parmi un ensemble très large d'agrégats de la monnaie et du crédit, ceux contenant le plus d'informations possible sur l'évolution de la dépense nominale canadienne (Hostland, Poloz et Storer, 1988; Milton, 1988; Freedman et Longworth, 1990; Crawford, 1989; Helwig et Muller, 1989; et Muller, 1989). À ce jour, les études disponibles ont eu recours à des méthodes apparentées à l'analyse de corrélation pour révéler le rôle «indicateur» des agrégats financiers[5]. Il s'agissait alors de trouver les meilleures corrélations contemporaines ou temporelles entre divers agrégats de la monnaie ou du crédit et les variables-objectifs[6], notamment la dépense nominale, le revenu réel et les prix. Pour ce faire, on a utilisé dans les études citées, outre les analyses simples de corrélation, des analyses bivariées et multivariées permettant de faire ressortir le pouvoir prédictif des divers agrégats financiers pour chacune des variables-objectifs.

Bien qu'on doive louer le caractère exploratoire des travaux faits à la Banque du Canada et, en particulier, l'aspect exhaustif de la recherche traitant des divers agrégats, il est nécessaire de dépasser le stade des analyses bivariées ou multivariées. Une extension naturelle en ce sens tiendrait compte des interactions entre les variables macroéconomiques présentant un intérêt pour la prévision à court terme de ces variables ou l'analyse de la contribution de certains agrégats financiers à l'évolution des variables-objectifs.

---

5 [TRADUCTION] Pour les besoins de cette étude, nous estimons qu'une mesure commune constituerait une norme nominale raisonnable de comparaison des agrégats. Dans ce contexte, nous considérons qu'un agrégat monétaire présentant une forte corrélation - concept qui a été défini de différentes façons - avec la dépense globale ou le revenu nominal serait d'une grande pertinence au point de vue économique. (Hostland, Poloz et Storer, 1988, p. 1.)

6 Tout comme dans les études de la Banque, nous garderons à ce terme le sens large de «variables d'intérêt pour les agents économiques» (Muller, 1989, p. 3).

C'est dans ce cadre que s'inscrit notre proposition d'estimer un modèle BVAR de prévision de la dépense nominale canadienne. Comme nous le verrons, ce genre de modèle possède un large éventail de propriétés intéressantes en regard de l'exercice qui nous est demandé. Ainsi, cet outil de prévision a déjà été utilisé de manière avantageuse dans le contexte américain (voir Litterman, 1980, 1984, 1986; Doan, Litterman et Sims, 1984; Todd, 1984; McKnees, 1986; Sims, 1989). Il constitue aussi un instrument particulièrement souple pour la prévision, puisqu'il permet de tenir compte d'un ensemble assez large d'interrelations dynamiques entre les variables présentant un intérêt, tout en évitant, grâce à son approche bayésienne, le problème de «surparamétrisation» généralement associé aux modèles VAR. Finalement, l'approche BVAR permet d'adopter une forme de modélisation éclectique en évitant de procéder par exclusion, au moment de l'estimation. Dans un contexte où les diverses théories macroéconomiques ont peu à dire sur les interrelations **de court terme** entre les variables macroéconomiques et où les autorités monétaires sont aux prises avec des problèmes complexes du type de ceux que nous avons décrits plus haut et qui sont interprétables en termes de la théorie traditionnelle, il semble particulièrement important de disposer d'une approche souple : un tel outil permet de détecter des interrelations insoupçonnées, à l'aide d'a priori statistiques et théoriques généralement acceptés[7].

C'est de l'utilisation d'une telle approche dans le cadre de l'économie canadienne que nous voulons rendre compte ici. Dans la section 2, nous situerons plus précisément le problème auquel font face les autorités monétaires, en présentant l'environnement macroéconomique incertain dans lequel est élaborée et mise en oeuvre la politique monétaire canadienne. Nous décrirons plus particulièrement les principales variables macro-

---

[7] On pense ici aux propriétés de promenade aléatoire des séries macroéconomiques et aux propriétés de long terme de certaines relations théoriques acceptées de tous.

économiques que nous avons retenues pour notre analyse en tentant de cerner le degré d'incertitude qui les caractérise du point de vue plus strictement statistique. Dans la section 3, nous justifierons la méthodologie que nous proposons d'utiliser. Puis, nous décrirons de manière précise les détails pratiques de l'estimation des modèles BVAR et les aspects particuliers que nous avons retenus de cette méthode. Dans la section 4, nous présenterons les résultats d'estimation de notre modèle et ses qualités prévisionnelles pour les variables macroéconomiques canadiennes pendant les années 80. La section 5 présentera l'analyse macroéconomique de l'effet de divers chocs sur les variables macroéconomiques retenues, en essayant de caractériser particulièrement les effets dus aux variables de politique et aux variables étrangères. La section 6 fera état d'un exercice de prévision des années 1988 et 1989. Finalement, dans la section 7, nous conclurons en tentant d'indiquer les avenues de recherches possibles.

1. L'environnement macroéconomique canadien

1.1 Les variables retenues

L'exercice auquel nous nous attaquons ici vise tout d'abord à permettre les prévisions les plus exactes possibles de la dépense nominale canadienne. On veut par ailleurs pouvoir analyser l'apport de divers agrégats financiers à l'évolution de la dépense nominale et des prix. On conviendra facilement que l'exercice doive se dérouler dans un cadre macroéconomique très global dans lequel on puisse retrouver une proportion importante de variables nominales. Le Canada étant une petite économie ouverte, les influences internationales (et plus particulièrement celle de notre voisin américain) ne pourront pas non plus être ignorées. Finalement, nous avons choisi une période échantillonnale caractérisée par un seul régime de taux de change, pour éviter d'introduire de trop grands facteurs d'instabilité. Il convient de souligner que l'ouverture de l'économie canadienne rend particulièrement difficile un exercice basé sur un

modèle dont les vertus reposent essentiellement sur sa taille relativement réduite.

Etant donné les contraintes que nous venons d'énoncer, la période échantillonnale retenue pour l'estimation de notre modèle s'étend de 1970 à nos jours. En tenant compte des limites de cet échantillon, nous avons décidé du nombre de variables à inclure dans le système et dont on trouvera la liste au Tableau 1.

La liste des variables canadiennes comprend deux instruments possibles de la politique monétaire (la base monétaire et le taux d'intérêt); un agrégat monétaire au sens strict et la composante permettant d'inclure un agrégat monétaire défini au sens large (M2)[8]; le taux de change; et, finalement, le revenu réel et les prix, les deux composantes de la dépense nominale qui jouent un rôle important dans le processus actuel de la politique monétaire.

Les variables étrangères comprennent les variables américaines les plus intéressantes quant aux interrelations réelles ou financières entre les deux pays, en plus de deux variables pouvant représenter certains chocs réels qui ont eu une importance marquante pendant la période échantillonnale.

Pour fins de comparaison des résultats et de manière à respecter le cadre dans lequel se déroule la politique monétaire canadienne, nous avons choisi d'utiliser des données **trimestrielles désaisonnalisées**[9]. Par ailleurs, comme un des buts de l'exercice est de faire ressortir le rôle d'indicateurs

---

8 [TRADUCTION] Autre fait intéressant, on a observé que des agrégats monétaires différents permettent de mieux prédire l'évolution de la DNB en termes réels et celle du dégonfleur de la DNB. En effet, les agrégats au sens étroit donnent de meilleurs résultats dans le cas de la composante en termes réels, les agrégats au sens large, dans le cas des prix. Cela donne à penser que les utilisateurs des modèles VAR gagneraient à utiliser deux définitions de la monnaie au lieu d'une seule. (Hostland, Poloz et Storer, 1988, p. 44.)

9 Ce choix assure que nos résultats seront comparables à ceux des autres chercheurs du séminaire. Cependant, il faut souligner que de plus en plus de chercheurs prônent l'utilisation de données non désaisonnalisées, plus proches des phénomènes que l'on cherche à modéliser. Raynauld et Simonato (1990) discutent de cette question et proposent une méthodologie BVAR adaptée aux données saisonnières.

Tableau 1
Liste des variables

Variables canadiennes

BASE = base monétaire* (B2001 + B52 + B55 + B59)

M1 = Agrégat monétaire étroit (B1627)

M2-M1 = Dépôts non à vue = M2-M1 (B1630-B1627)

TXCAN = Taux d'intérêt nominal à court terme - Taux sur le papier de premier choix des sociétés à 90 jours (B14017)

TXCHA = Taux de change du dollar américain en fonction du dollar canadien (moyenne à midi) (B3400)

PIBD = Indice implicite des prix de la P.I.B. (D20337)

PIB = P.I.B. en dollars constants de 1981 (D20031)

Variables étrangères

GNP82 = P.N.B. américain en dollars constants de 1982

GNPD = Indice implicite des prix du P.N.B. américain

TXUS = Taux d'intérêt nominal de court terme américain. Taux d'intérêt sur le papier commercial à 90 jours (B54412)

RPCOM = Indice du prix réel international des denrées de base canadiennes en dollars américains, excluant l'énergie (données fournies par la Banque du Canada)

RPOIL = Indice du prix international réel du pétrole en dollars américains (données fournies par la Banque du Canada)

---

* Toutes les séries sont désaisonnalisées. Dans le cas de la base monétaire, nous avons «ajusté» la série pour tenir compte du changement important des coefficients de réserves requises au début des années 80. Nous avons utilisé la méthode suggérée par Duguay (1983). De plus, la variable résultante a été désaisonnalisée. Le Graphique 1 présente les deux versions de la base monétaire.

de la dépense nominale que peuvent jouer les agrégats financiers, nous avons choisi de n'inclure dans le modèle que des agrégats publiés suffisamment tôt pour être de véritables indicateurs précurseurs de l'activité économique. C'est ainsi que nous avons éliminé les agrégats monétaires (M2+, M3+, etc.), qui incluent les dépôts dans les institutions financières autres que les banques, puisque, en pratique, ces séries sont publiées avec presque autant de retard que les statistiques de la dépense nominale[10]. Nous avons décidé de ne pas inclure d'agrégats de crédit dans notre modèle pour les mêmes raisons[11].

1.2 Le niveau de l'incertitude

Le Graphique 1 présente le comportement des diverses variables de notre système. Une analyse rapide de ces graphiques permet de constater que, bien que l'évolution du niveau de la plupart d'entre elles soit en règle générale relativement lisse, toutes les séries ne logent pas à la même enseigne, statistiquement parlant. Cette impression se confirme d'ailleurs à l'analyse du Tableau 2, dans lequel on retrouve des statistiques descriptives pour chacune des séries.

On pourrait en fait classer les différentes variables selon certaines caractéristiques communes. Une première catégorie regrouperait l'ensemble des données représentant des prix d'actifs, c'est-à-dire les deux taux d'intérêt, les deux prix de produits de base et le taux de change. On pourrait inclure dans une deuxième catégorie les deux variables représentant les niveaux de production en dollars constants. Finalement, une dernière catégorie regrouperait

---

10 [TRADUCTION] Les modèles indicateurs examinés ici n'utilisent pas l'agrégat monétaire au sens large M2+, parce que les données des dépôts dans les institutions parabancaires ne sont publiées qu'un trimestre plus tard. (Muller, 1989, p. 5.)

11 [TRADUCTION] Les modèles indicateurs bivariés du crédit utilisent des valeurs contemporaines des taux de croissance des divers agrégats du crédit, de sorte qu'ils sont moins utiles que les modèles qui n'utilisent que des valeurs retardées. Cela est dû principalement au fait que les agrégats du crédit aux ménages utilisés par certains de ces modèles ne sont publiés qu'environ deux mois plus tard. (Muller, 1989, p. 6.)

Tableau 2
Statistiques descriptives T2 1970 - T4 1989

	MOY	ECART	RHO1	RHO2	RHO3	RHO4	DUFO
Canada							
BASE	2,00	1,53	0,37	0,42	0,35	0,39	0,00
M1	1,89	1,88	0,22	0,02	0,16	-0,20	0,02
M2-M1	3,15	1,51	0,74	0,57	0,44	0,23	0,00
TXCAN	0,05	1,35	0,19	-0,09	-0,03	-0,04	0,83
TXCHA	0,10	1,57	0,42	0,17	0,23	0,06	0,00
PIBD	1,60	0,89	0,72	0,56	0,48	0,47	0,00
PIB	0,95	0,98	0,30	0,06	0,09	-0,06	0,16
PIBN	2,56	1,18	0,55	0,36	0,25	0,13	0,00
États-Unis							
GNP	0,69	1,04	0,25	0,22	0,01	0,03	0,05
GNPD	1,43	0,65	0,75	0,67	0,62	0,60	0,00
GNPN	2,12	1,04	0,21	0,13	0,03	0,09	0,01
TXUS	-0,01	1,53	0,07	-0,33	0,17	0,03	0,05
Monde							
RPOIL	0,87	12,93	0,51	0,01	-0,10	-0,12	0,01
RPCOM	0,20	2,28	0,14	0,17	0,06	-0,05	0,69

Nota : Toutes les statistiques ont été calculées à partir des taux de croissance des variables et sont exprimées en terme de %. MOY correspond à la moyenne estimée; ECART représente l'écart-type; RHO1,..., RHO4 sont les autocorrélations de délai 1 à 4; DUFO est le seuil critique du test de porte-manteau exact de Dufour et Roy (1985) qui teste si la série examinée est bruit blanc. Un seuil critique inférieur à 0,05 permet de rejeter l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 5 %.

les variables monétaires et nominales : base monétaire, M1, M2-M1, les indices implicites des prix de la production nationale (PIBD et GNPD) et les variables de dépenses nominales dans les deux pays.

1.3 Les prix des actifs

Comme en témoigne le Graphique 1, les variables de cette catégorie (taux d'intérêt, taux de change et prix des produits de base) ont un comportement irrégulier, du moins lorsqu'on le compare à celui des variables des autres catégories. À première vue, de toutes les variables retenues, ce sont celles qui dégagent la plus grande incertitude.

Les deux variables de prix réels sont les exemples les plus frappants de ce comportement. On peut d'ailleurs constater au Tableau 2 que les écarts-types de ces séries sont parmi les plus élevés. Le prix réel du pétrole montre la plus grande variance (écart-type de 12,93), avec des soubresauts extrêmement prononcés en 1973-1974, en 1979-1980, une dégringolade en 1981-1982 et la chute marquée de 1986. Le comportement du prix des denrées de base est moins tranché, mais on y retrouve une hausse vertigineuse au début des années 70 et à nouveau en 1987-1988 et une longue baisse parsemée de soubresauts entre les deux. Dans le cas de cette variable, le test de Dufour et Roy (1985) ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'un processus de bruit blanc après première différence (ci-après appelée hypothèse de promenade aléatoire).

Les taux d'intérêt et le taux de change sont des variables cruciales dans l'analyse macroéconomique. Instruments de la politique monétaire pour certains, courroies de transmission pour d'autres, les taux d'intérêt lient les marchés financiers, les marchés monétaires et les marchés réels. Le taux de change pour sa part, tout en étant un mécanisme de transmission de la politique monétaire en économie ouverte, joue un rôle charnière dans les interrelations tant réelles que financières entre les pays.

Comme on peut l'observer au Tableau 2, les taux d'intérêt et le taux de change ont des écarts-types élevés en regard de leur moyenne respective. Pour les taux d'intérêt, ces caractéristiques se traduisent, dans les graphiques, par des comportements en dents de scie irrégulières, avec les sommets bien connus de 1974, 1979 et 1981[12]. Le taux de change a une allure plus «sage» et il semble répondre plus fidèlement à la définition stricte d'une promenade aléatoire, puisque chacun de ses retournements donne ensuite lieu à un mouvement persistant[13].

La théorie de l'efficience des marchés permet de comprendre le défi que représente la prévision du prix des actifs. Le Tableau 3 présente les racines des erreurs quadratiques moyennes (REQM) de prévision obtenues sur les années 80 avec un modèle AR(4) pour des horizons de prévision de 1, de 4 et de 8 trimestres, ainsi que les statistiques Theil pour l'horizon d'un trimestre. Sur tous les horizons, les statistiques Theil indiquent pour toutes les variables de ce groupe que la prévision basée sur une absence de changement de la variable serait préférable à la prévision du modèle AR (la seule exception étant la prévision du prix du pétrole sur un trimestre).

On remarque par ailleurs que les REQM des variables de prix des actifs sont généralement très élevées par rapport aux REQM des autres variables du système. Sur l'horizon d'un trimestre, les REQM de ces cinq variables se retrouvent au rang des sept REQM les plus élevées. Sur un horizon de quatre trimestres, ce sont quatre de ces cinq variables qui se

---

12 Bien que ces deux variables aient des comportements très voisins, les résultats des tests d'autocorrélation diffèrent du tout au tout. En effet, le test de Dufour-Roy (1985) ne permet pas de rejeter l'hypothèse de la promenade aléatoire dans le cas du taux d'intérêt canadien, alors que l'hypothèse peut être rejetée dans le cas du taux américain. On ne peut que supposer, à ce stade-ci, qu'il s'agit de différences liées aux problèmes d'agrégation temporelle et d'échantillonnage.

13 Bien qu'on s'attende à ne pas pouvoir rejeter l'hypothèse de la promenade aléatoire dans le cas de cette variable, les effets d'agrégation temporelle semblent introduire de fortes autocorrélations dans les changements calculés de cette variable.

Tableau 3
Performance prévisionnelle des modèles AR 1980-1987

	Horizon					
	1			4	8	
	REQM	REQMA	THEIL	REQM	REQM	REQMA
Canada						
BASE	2,04	8,41	0,71	4,01	6,78	3,33
M1	2,35	9,74	0,96	5,73	8,25	4,04
M2-M1	1,07	4,35	0,37	4,50	10,73	5,23
TXCAN	1,86	7,65	1,08	4,17	5,56	2,74
TXCHA	1,49	6,10	1,03	4,24	8,72	4,27
PIBD	0,42	1,69	0,26	1,76	4,19	2,07
PIB	1,11	4,51	0,84	3,67	5,89	2,90
PIBN	1,03	4,18	0,44	3,84	6,26	3,08
États-Unis						
GNP	1,08	4,39	0,86	3,28	5,57	2,75
GNPD	0,37	1,49	0,27	1,72	4,41	2,18
GNPN	1,14	4,64	0,53	3,44	5,28	2,61
TXUS	2,20	9,10	1,12	3,48	3,68	1,82
Monde						
RPOIL	9,05	41,42	0,78	29,93	38,59	17,72
RPCOM	1,45	5,93	1,14	4,97	8,03	3,94

Note : REQM correspond à la racine de l'erreur quadratique moyenne sur la base de l'horizon indiqué (1, 4 ou 8 trimestres); REQMA est la même statistique sur une base annuelle (taux composé); THEIL est la statistique de Theil.

classent parmi les six REQM les plus élevées. Sur cet horizon, le taux d'intérêt américain est prévu avec une REQM relativement faible de 3,48, ce qui le classe au 10^{e} rang de toutes nos variables en termes de taille de REQM. Finalement, trois des variables de prix des actifs (le taux de change et les deux prix des denrées de base) sont difficilement prévisibles sur un horizon de huit trimestres. Sur ce même horizon, les prévisions des deux taux d'intérêt obtenues avec le modèle AR se classent cependant relativement bien, même par rapport aux variables dont l'évolution est plus lisse.

Dans un modèle macroéconomique de l'économie canadienne qui veut cerner le processus de la politique monétaire et aider à prévoir l'évolution de la dépense nominale, il importe de tenir compte des variables telles que les taux d'intérêt canadien et américain et le taux de change. Ce sont là des variables qui jouent le rôle de courroie de transmission de la politique monétaire (nationale et étrangère). De plus, elles sont publiées avec une avance appréciable par rapport aux variables-objectifs de la politique monétaire. Finalement, les prix du pétrole et des denrées de base peuvent difficilement être exclus d'un modèle qui tente de comprendre les interactions dynamiques entre les variables macroéconomiques et la détermination de la dépense nationale canadienne au cours des années 70 et 80.

1.4 Les revenus réels

Bien que l'évolution des deux revenus réels soit passablement plus lisse que celle des prix des actifs que nous venons de passer en revue, on peut tout de même observer sur les graphiques de ces séries les cycles importants des années 70 et 80 et, en particulier, la récession de 1975 aux États-Unis, le fort ralentissement de 1980 et la récession de 1982 dans les deux pays. Mis en parallèle, les comportements des niveaux de variables telles que la dépense nominale dans les deux pays ne font apparaître, du moins à cette échelle et pour cette période, qu'une tendance presque continue. À long terme, bien

sûr, il est facile de prévoir assez précisément le taux de croissance réelle. L'incertitude est cependant beaucoup plus grande lorsqu'il s'agit de prévoir les points de retournement à court terme; aucune théorie ne peut nous donner une explication complète à cet égard[14].

Les écarts-types des taux de croissance trimestriels des deux revenus réels sont relativement élevés par rapport aux moyennes des séries. Ce phénomène est particulièrement prononcé dans le cas du revenu américain, où le taux de croissance trimestriel est de 0,65 (taux annuel de 2,8 %) avec un écart-type de 1,04. On remarque cependant qu'alors que la variable GNP démontre d'assez fortes autocorrélations du premier et du deuxième ordre (avec un test de Dufour-Roy de 0,05), le revenu réel canadien semble être une promenade aléatoire (test de Dufour-Roy de 0,16) avec un taux de croissance trimestriel moyen de 0,95 % (3,8 % à un taux annuel).

Malgré les écarts-types relativement élevés des variables de revenu réel sur l'ensemble de la période échantillonnale, l'estimation des modèles AR(4) permet d'obtenir des REQM relativement faibles pour les années 80, quel que soit l'horizon de prévision. Avec des REQM aux taux annualisés généralement inférieurs à 4,5 %, les revenus réels canadien et américain se classent, parmi toutes les variables de notre système, dans la catégorie des variables prévisibles avec le plus de précision (se rangeant systématiquement parmi les six variables aux REQM les plus faibles). On peut donc penser qu'en ce qui a trait à la conduite de la politique monétaire, le problème se situe plus au niveau des délais de publication de cette variable, puisque le degré d'incertitude qui lui est associé est relativement faible. Par ailleurs, il est possible qu'un modèle tenant compte d'interactions dynamiques puisse améliorer encore les performances prévisionnelles des variables de revenu.

---

[14] Ainsi, à partir d'au moins 1988, plusieurs «experts» canadiens et américains n'ont pas cessé d'annoncer l'imminence d'une récession qui n'a finalement pris forme qu'une fois l'année 1990 bien entamée.

Il faut cependant tenir compte du fait que le comportement du PIB réel canadien semble s'apparenter à une promenade aléatoire, ce qui laisse peu de place à des influences marquées de la part d'autres variables.

1.5 Les variables nominales et monétaires

Les variables monétaires ont généralement pour caractéristique d'avoir un écart-type faible par rapport à leur moyenne échantillonnale sur les années 70 et 80. En outre, ce sont toutes des variables dont les taux de croissance, en plus d'être comparativement élevés, font preuve d'un degré d'autocorrélation significatif et pour lesquelles on peut, par le fait même, rejeter l'hypothèse de la promenade aléatoire. Ce comportement se traduit par des graphiques où les courbes de ces variables sont relativement lisses. Seuls la base monétaire ajustée et M1 font quelque peu exception, avec quelques faibles cycles visibles à l'oeil nu. Il s'agit d'ailleurs des variables pour lesquelles les écarts-types sont les plus élevés par rapport aux moyennes. Ainsi, le taux de croissance trimestriel moyen de la base a été, de 1970 à 1989, de 2 % (8,24 % à un taux annuel) avec un écart-type correspondant de 1,53 %, et M1 a crû à un taux trimestriel moyen de 1,9 % (7,8 % en taux annuel) avec un écart-type d'égale grandeur.

Les autres variables nominales (M2-M1, indices implicites des prix canadiens et américains et dépenses nominales dans les deux pays) ont toutes des écarts-types faibles par rapport aux moyennes échantillonnales. Les graphiques de ces séries démontrent généralement de fortes tendances, avec des changements de rythme à peine perceptibles.

Les écarts-types relativement faibles et les tendances fortes qui les caractérisent devraient faire de ces variables les moins incertaines. Avant de confirmer cette affirmation, il convient cependant d'examiner les performances prévisionnelles des modèles AR(4) pour ces variables au cours des années 80. En général, on remarque à cet effet que les indices implicites

de prix et les variables de dépenses nominales des deux pays peuvent être prédits avec une relativement grande précision sur tous les horizons. On notera cependant, dans le cas de la dépense nominale canadienne, la dégradation relative des performances prévisionnelles à mesure que l'horizon s'éloigne. Dans la mesure où cette dernière variable joue un rôle important dans la conduite de la politique monétaire et que des prévisions plus hâtives sont utiles, cette dégradation des performances prévisionnelles peut justifier en soi l'exercice auquel nous nous adonnons dans ce travail.

Pour les variables monétaires, les performances prévisionnelles sont cependant beaucoup moins intéressantes. À part la très bonne performance de M2-M1 sur un horizon d'un trimestre, les REQM des trois variables monétaires se situent généralement parmi les plus élevées obtenues pour l'ensemble des variables. À cet égard, les performances sont particulièrement mauvaises à tous les horizons pour M1; elles s'améliorent quelque peu lorsque l'horizon s'allonge pour la base monétaire et elles font clairement l'inverse pour M2-M1. Les variables monétaires qui pourraient donc jouer le rôle d'indicateurs de la dépense nominale sont caractérisées par plus d'incertitude que la variable-objectif elle-même en termes des performances prévisionnelles des modèles AR(4) sur les années 80. Malgré tout, elles restent, grâce à leur disponibilité précoce, des variables importantes de prévision de la variable-objectif. Il s'agira donc de se servir des interactions dynamiques qu'elles entretiennent avec la dépense nominale pour en arriver à de meilleures prévisions.

2. Justification de la méthodologie

2.1 Introduction

Comme nous le mentionnions en introduction, le but de l'exercice est d'élaborer un outil pratique qui puisse être utilisé dans la conduite à court terme de la politique monétaire. Dans ce contexte, deux types de modèles

«simultanés» permettent de tenir compte des interactions entre les diverses variables présentant un intérêt : les modèles structurels tels que le modèle RDXF de la Banque du Canada et les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) qui existent depuis dix ans maintenant (Sims, 1980). Dans les deux cas, nous supposerons que la structure de l'économie est décrite par le système :

$$D_{11}(L)\, X_{1t} + D_{12}(L)\, X_{2t} = D_1 + e_{1t} \tag{1.1}$$

$$D_{21}(L)\, X_{1t} + D_{22}(L)\, X_{2t} = D_2 + e_{2t} \tag{1.2}$$

où X_{1t} et X_{2t} sont des vecteurs de dimension k1 et k2 (k1+k2=k), tout comme les vecteurs d'erreurs e_{1t} et e_{2t} qui leur sont associés. De plus, on supposera que $Ee_{it}e_{jt}^{'} = \Sigma_{ij}$. $D_{ij}(L) = D_{ij,0}\text{-}D_{ij,1}L\text{-}D_{ij,2}L^2\text{-}...\text{-}D_{ij,m}L^m$ (i,j=1,2) est un polynôme matriciel de retard. Notons que, dans la formulation retenue, l'existence des matrices $D_{ij,0}$ permet une interaction contemporaine entre les deux vecteurs de variables et que les chocs e_{it} sont interprétables économiquement. D_1 et D_2 sont deux vecteurs de constantes. De façon plus générale, on écrira :

$$D(L)\, X_t = D + e_t (t=1,...,T) \tag{2}$$

où

$$D(L) = D_0\text{-}D_1L\text{-}...\text{-}D_mL^m.\quad Ee_te_t^{'} = \Sigma.$$

Présentons tout d'abord les modèles structurels traditionnnels en essayant de dégager les limites possibles de leur utilisation dans le cadre de l'exercice que nous venons de définir.

2.2 Les modèles structurels traditionnels et les restrictions *ex ante*

Nous n'avons pas ici l'intention de juger de la performance prévisionnelle ou de la capacité d'analyse de politiques des modèles structurels traditionnels. Les économistes de la Banque du Canada sont sûrement mieux à même de le faire, ayant derrière eux une longue expérience de ces modèles. Cependant, quelques remarques d'ordre général seraient utiles. Plus spécifiquement, on peut interpréter l'équation 1.1 dans le cadre d'un modèle structurel en supposant une dichotomie entre les variables endogènes (X_{1t}) et exogènes (X_{2t}). Cette distinction fondamentale implique que le système (1) est soumis à un certain nombre de restrictions (en particulier $D_{21}(L)$ et $\Sigma_{21} = 0$), qui sont le plus souvent sommairement considérées. De plus, la structure dynamique de tels modèles est généralement assez peu élaborée, tandis que les restrictions d'exclusion sont nombreuses et parfois difficilement crédibles (Sims, 1980). Finalement, en regard de l'exercice de prévision de court terme qui nous intéresse ici, les modèles structurels ont généralement le désavantage d'être lourds et coûteux à manipuler.

Il nous semble cependant que le problème le plus important lié à l'utilisation des modèles structurels dans le cadre des questions qui nous sont posées réside ailleurs. En effet, le débat entre les diverses écoles de pensée en macroéconomie a depuis longtemps démontré que les analyses tirées des modèles structurels sont fortement tributaires des hypothèses théoriques ayant servi à leur élaboration. Ce problème est particulièrement grave dans le contexte de notre exercice, puisqu'il s'agit de faire des prévisions de court terme de certaines variables-objectifs ainsi que l'analyse de la contribution à court terme des variables financières et monétaires à l'évolution des objectifs. Or, en plus des contradictions profondes qui existent entre les principaux courants actuels de la pensée macroéconomique quant au rôle de la monnaie, on sait que cette dernière a peu à nous dire sur les effets à court terme des

variables des politiques sur les variables macroéconomiques importantes. À ce sujet, R.F. Lucas (1990) citait récemment un article de B. McCallum (1988) exprimant ce qu'il affirmait devoir faire l'objet d'un consensus dans la communauté des économistes :

> [TRADUCTION] Ni la théorie ni les résultats obtenus par les chercheurs n'établissent de façon convaincante la supériorité de l'un quelconque des divers modèles concurrents relatifs à l'interaction entre les variables nominales et les variables réelles. Il n'existe pas de modèle quantitatif fiable, ni même de modèle qualitatif, du comportement de l'offre globale (ou courbe de Philips). Autrement dit, les économistes n'ont pas une connaissance précise de la façon dont les variations du PIB nominal sont réparties, d'un trimestre à l'autre, entre la croissance réelle de la production et l'inflation[15].

Cette citation permet bien sûr de comprendre l'inquiétude soulevée dans la profession au sujet des effets réels possibles de l'utilisation de la politique monétaire dans la recherche de la stabilité des prix. Elle nous permet en outre de saisir les difficultés d'interprétation de l'évolution des variables macroéconomiques depuis l'adoption de cette politique par la Banque en janvier 1988. Finalement, elle nous indique en quoi il est difficile de prévoir et même d'analyser les effets de court terme des variations des variables économiques liées à la politique monétaire.

C'est à cause de l'absence de consensus sur les interrelations de court terme entre les variables macroéconomiques qu'il faut garder une bonne dose d'humilité et de souplesse dans la construction de tout modèle macroéconomique de court terme qui tente de comprendre non seulement l'effet de la monnaie sur les variables-objectifs, mais aussi les formes possibles

---

15 Gordon (1988, 1989) présente bien sûr une vision différente de la fiabilité du concept de la courbe de Phillips.

des mécanismes de transmission de la politique monétaire[16]. Dans un travail dont le but n'est pas le test de théories opposées, mais bien plutôt la prévision et la simulation des effets de certaines variables, il peut être souhaitable de disposer d'une forme de modélisation qui ne lie pas l'analyste à une théorie sous-jacente précise. Il s'agit alors d'adopter une forme d'éclectisme théorique qui permette de laisser aux données le soin de dévoiler les interrelations entre les variables macroéconomiques, et ce, sans assujettir le modèle à une vision théorique unique de ces interrelations. C'est justement dans un tel contexte que les modèles autorégressifs vectoriels ont leur plus grande utilité.

2.3 Les modèles athéoriques et les prévisions

Litterman (1986, p. 27) présente un exercice de prévision de la manière suivante :

> [TRADUCTION] Une des manières de présenter ce problème consiste à considérer l'équation de prévision comme un filtre qui doit retenir du vacarme des données économiques un faible signal qui révèle l'orientation que prendra probablement la variable d'intérêt.

Dans cet exercice, les modèles structurels auront tendance à préciser les canaux d'influence des diverses variables et la dynamique des processus en procédant par exclusion de certaines variables à partir de la théorie. Étant donné l'imprécision de la théorie macroéconomique en ce qui a trait aux

---

[16] À cet effet, Plosser (1989, p.70) affirmait récemment : [TRADUCTION] «Cependant la nature et l'ampleur des fluctuations et des réactions dans le modèle néoclassique réel signifient que la recherche sur les cycles économiques pose de vrais défis aux conceptions traditionnelles relatives à l'importance relative de la monnaie. Cela est particulièrement vrai si l'on tient compte des difficultés que les économistes ont eues à élaborer une explication convaincante et cohérente du mécanisme de transmission de la politique monétaire.»

interactions dynamiques de court terme entre les variables, les modèles athéoriques auront plutôt tendance à éviter l'exclusion et à essayer de laisser un ensemble assez large de variables influencer les variables à prédire.

2.4 Les modèles autorégressifs vectoriels (VAR)

Sims (1980) a proposé la méthodologie des modèles autorégressifs vectoriels sans restrictions a priori. Cette méthodologie consiste à estimer la forme réduite d'un système dans lequel chacune des variables est reliée à son propre passé ainsi qu'à celui de toutes les autres variables.

De manière générale, un modèle VAR correspond à la forme réduite de (2) et s'écrit :

$$H(L)\, X_t = H + u_t \qquad (t=1,...T) \tag{3}$$

où $H(L) = D_0^{-1} D(L)$, $H = D_0^{-1} D$ et $u_t = D_0^{-1} e_t$. u_t est un vecteur de résidus de forme réduite et n'est donc plus interprétable économiquement, puisqu'il est construit selon une combinaison linéaire des chocs économiques. Notons que les u_t auront des distributions identiques et indépendantes autour d'une moyenne zéro avec une matrice de variance-covariance $\Omega = D_0^{-1} \Sigma D_0^{-1'}$. La seule restriction imposée dans une telle méthodologie est de nature statistique, puisqu'on suppose que la relation entre les diverses variables est linéaire. On se retrouve donc avec un modèle qui évite les exclusions de variables ainsi que les exclusions a priori de retards.

Dans sa formulation présente, ce modèle impose relativement peu de contraintes et nécessite habituellement l'estimation d'un grand nombre de paramètres, épuisant ainsi rapidement le nombre de degrés de liberté. Il faudra alors procéder soit par exclusion de variables qui pourraient être importantes ou soit par restriction du nombre de retards. D'autre part, une telle spécification risque d'entraîner le problème bien connu de la

«surparamétrisation» : en introduisant un très grand nombre de variables et de retards sans restrictions, on se retrouve avec des modèles aux capacités prévisionnelles généralement faibles. En effet, la présence d'un trop grand nombre de variables introduit, au-delà des influences fondamentales importantes, des influences temporaires qui sont propres à la seule période échantillonale et affaiblissent ainsi la capacité prévisionnelle en dehors de l'échantillon[17]. À des degrés divers, c'est le genre de problèmes qu'ont dû rencontrer Burbidge et Harrison (1985), Kusczak et Murray (1987), Ambler (1989) et Johnson et Schembri (1989) dans leur application de la méthodologie VAR à des données canadiennes.

2.5 Les modèles autorégressifs vectoriels bayésiens (BVAR)

Afin de contourner les problèmes associés au modèle VAR, Litterman (1979), Doan, Litterman et Sims (1984) et Sims (1989) ont suggéré d'incorporer, à la manière bayésienne, de l'information a priori pertinente à celle de l'échantillon pour obtenir une approximation de la distribution *a posteriori* des paramètres du modèle. Dans un tel cas, nous parlerons de modèles VAR bayésiens (BVAR).

Notre présentation s'inspire largement de celle de Doan, Litterman et Sims (1984), qui ont adopté la formulation générale de Kalman. Cependant, afin de simplifier l'exposé, nous avons choisi la notation proposée par Harvey (1981). Chaque équation du modèle VAR sera traitée individuellement. Plus précisément, tous les coefficients d'une équation représentative seront disposés dans le vecteur α_t, dont les éléments sont donnés par $h_{j,\ell}$ ($\ell = 1,...,m$, $j = 1,...,k$) et h_0 (la constante); en fait, les m premiers coefficients correspondent aux retards de la première variable, les m suivants aux retards de la deuxième, etc. La notation α_t indique que les coefficients peuvent

---

[17] Dans un article récent, Kennedy (1989) traite de ce problème et montre, dans le cas d'un modèle américain, comment l'addition d'information à priori peut s'avérer utile.

varier dans le temps (afin de ne pas alourdir la présentation, nous n'associerons pas explicitement d'indice temporel aux coefficients individuels). À chaque équation de notre VAR sont associées des équations de mesure et de transition :

$$y_t = Z_t \alpha_t + \xi_t \tag{4.1}$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \eta_t (t = 1,...T) \tag{4.2}$$

où y_t est la variable dépendante et Z_t le vecteur de toutes les variables explicatives (tous les retards de l'ensemble des variables du système plus une constante). Par exemple, pour la première équation du VAR, $y_t = x_{1t}$ et $Z_t = [x_{1t-1}, ..., x_{1,t-m}, ..., x_{kt-1}, ..., x_{kt-m}, 1]$. La méthodologie des filtres de Kalman et plus particulièrement les équations de prévision et de révision (voir Harvey, 1981) constituent des outils particulièrement souples et adaptés aux objectifs de cette recherche. Cependant, pour être opérationnelle, cette procédure récursive nécessite la spécification de conditions de départ : il faut déterminer α_0 (plus particulièrement sa moyenne a_0 et sa matrice de variance-covariance P_0) et Q, la matrice de variance-covariance de η_t. Dans la plupart des estimations de ce type, on suppose que σ^2, la variance de ξ_t, est donnée (en pratique, cette variance sera estimée à partir d'un modèle autorégressif de y_t). Le vecteur a_0 et les matrices P_0 et Q constitueront ce qu'on appelle généralement l'information a priori.

L'information a priori suggérée par Doan, Litterman et Sims (1984) n'est pas dérivée de la théorie économique, mais repose plutôt sur des constatations empiriques générales. En effet, plusieurs études (entre autres, Nelson et Plosser, 1982) ont montré que la plupart des séries chronologiques en macroéconomie avaient des comportements dynamiques très proches des

modèles de promenade aléatoire avec tendance. Pour l'équation représentative de notre VAR, ceci se traduit par

$$X_t = h_0 + X_{t-1} + u_t . \qquad (5)$$

Plus précisément, la moyenne a priori a_0 pour l'équation i sera donnée par les éléments $h_{j,\ell}$ ($\ell = 1,...,m$; $j = 1,...,k$) égaux à 1 si $j=i$ et $\ell = 1$, et 0 autrement[18].

À première vue, cette information semble un peu restrictive. Il serait intéressant de pouvoir se défaire de ce carcan si nécessaire. Le degré de contrainte véritable dépendra de la dispersion associée à chacun des coefficients. Idéalement, cette incertitude a priori devrait refléter certaines exigences de base. De plus, la procédure retenue devrait être opérationnelle, puisqu'il est impensable de fixer une à une les valeurs associées à tous les coefficients. Pour satisfaire ces exigences, Sims (1989) propose la formulation suivante pour l'écart-type associé à chacun des coefficients :

$$SQRT \{ VAR [b(j,\ell)] \} = TIGHT \cdot OTHER \cdot D(\ell) \cdot (\hat{\sigma}_i/\hat{\sigma}_j) \qquad (6)$$

où

TIGHT — est le paramètre de *restrictivité* général («tightness»). Il correspond à l'écart-type donné au coefficient de la variable $X_{i,1}$ dans l'équation i. Ce paramètre est fondamental puisqu'il détermine tous les autres;

OTHER — $= 1$ si $i=j$ et < 1 si $i \neq j$. Ce paramètre permet de resserrer l'écart-type des coefficients de la variable j dans l'équation i;

$D(\ell)$ — est une fonction de retard qui fait que les retards éloignés auront un écart-type de plus en plus petit. Par exemple, la

---

[18] En pratique, h_0 est fixé à zéro mais comme sa variance a priori est relativement lâche, nous obtiendrons une forme proche de l'équation (4).

formulation harmonique stipule que $D(\ell) = \ell^{-DECAY}$ où DECAY est une constante. Notons que $D(1) = 1$;

$(\hat{\sigma}_i/\hat{\sigma}_j)$ est un facteur d'ajustement qui tient compte de la taille relative des variables.

L'écart-type associé à la constante est donné par :

$$SQRT\{Var[h_0]\} = TIGHT \cdot CONREL \cdot \hat{\sigma}_i \tag{7}$$

et est proprortionnel à l'écart-type de la variable dépendante. Finalement, la matrice de variance-covariance du terme d'erreur η_t de l'équation de transition correspond à :

$$Q = TVAR^2 P_0 \tag{8}$$

Notons que la matrice Q contrôle la vitesse à laquelle les coefficients du VAR pourront changer dans le temps. En résumé, nos a priori initiaux seront fonction des hyperparamètres [TIGHT, OTHER, DECAY, CONREL, TVAR] qui, pour l'instant, sont inconnus.

2.6 Estimation

Sims (1989) estime ces hyperparamètres à l'aide du critère de la vraisemblance, mais justifie son approche sur la base d'une approximation d'une procédure bayésienne. Dans son cas, la fonction de vraisemblance (exchuant les constantes) de l'équation représentative (voir Harvey, 1981, p. 14) s'écrit :

$$LogL(y) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \log f_t - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \frac{v_t^2}{f_t} \tag{9}$$

où $v_t = y_t - y_{t/t-1}$ et f_t est la variance de v_t. En pratique et afin de simplifier les calculs, Sims maximise la somme des k fonctions de vraisemblance, ignorant ainsi les covariances entre les termes d'erreur. Il est intéressant de noter que le critère de la vraisemblance repose sur des erreurs de prévisions normalisées par leur variance respective. On évitera ainsi que des erreurs élevées ne diminuent la vraisemblance lorsqu'elles sont associées à de grandes variances.

Il est aussi possible de trouver les hyperparamètres optimaux en minimisant la somme des k REQM, comme le proposent Doan, Litterman et Sims (1984). Ce critère repose sur des erreurs de prévision non pondérées.

2.7 Les marchés boursiers

Un modèle BVAR comme le nôtre inclut des variables déterminées sur les marchés boursiers, ce qui nécessite un traitement particulier. Par exemple, au lieu de centrer la moyenne a priori sur une promenade aléatoire discrète, Sims (1989) propose une spécification qui tient compte des problèmes d'agrégation temporelle; en effet, si le vrai processus est défini sur un intervalle journalier (ou hebdomadaire) et que les estimations sont effectuées avec des moyennes trimestrielles, les coefficients autorégessifs estimés correspondront approximativement à la représentation AR en niveau d'un modèle ARIMA(0,1,1) avec un coefficient de moyenne mobile égal à 0,2679. Comme le problème d'agrégation temporelle se manifeste aussi pour les autres variables, la moyenne a priori donnée par l'équation 5 sera remplacée par

$$X_t = h_0 + 1.2679\, X_{t-1} - 0.3397\, X_{t-2} + 0.0910\, X_{t-3} - 0.0244\, X_{t-4} + u_t \,. \qquad (10)$$

Puisque nous avons choisi d'inclure quatre retards (m=4), la formulation (10) se trouve à tronquer un polynôme infini. Sims (1989) soutient que l'utilisation d'une telle moyenne améliore significativement les prévisions.

L'arbitrage constant opéré par les marchés financiers invite aussi à une autre modification de notre information a priori. Un tel arbitrage conduit généralement à une indépendance statistique entre l'information passée et la valeur courante des prix des actifs : conséquemment, dans le cas de telles variables, nous allons resserrer notre variance a priori de façon à épouser plus étroitement la promenade aléatoire. Spécifiquement, si la variable dépendante est déterminée sur des marchés financiers, sa variance fera l'objet du traitement supplémentaire suivant :

$$\text{WIENER}^2 \, P_0. \tag{11}$$

2.8 La co-intégration

Le modèle tel que spécifié suppose que les taux d'intérêt canadiens et américains sont chacun associés à une information a priori du type de la promenade aléatoire. Cela implique que, suite à un choc, des divergences importantes et prolongées pourront être observées. Ce phénomène ne correspond pas à l'expérience canadienne, du moins au cours de la période échantillonnale. Le parallélisme des politiques monétaires des deux pays peut facilement être invoqué pour justifier une certaine forme de parité entre les taux d'intérêt nominaux, du moins à long terme. Cette dernière caractéristique a fait l'objet d'un traitement exhaustif dans le cadre de la modélisation de type co-intégration entreprise par Engle et Granger (1987). C'est de cette méthodologie que nous nous sommes inspirés pour modéliser l'évolution des taux d'intérêt canadiens et américains.

Intuitivement, deux séries sont co-intégréees si elles remplissent les deux conditions suivantes : i) elles possèdent chacune une racine unitaire; ii) leur comportement à long terme est étroitement lié (elles ont une racine unitaire commune). Dans le cas des taux d'intérêt canadiens et américains, par exemple, les moyennes a priori (dans le cas discret sans agrégation temporelle) sont données par

$$TXCAN_t = TXCAN_{t-1} + u_{TXCANt} \qquad (12.1)$$

$$TXUS_t = TXUS_{t-1} + u_{TXUSt} \qquad (12.2)$$

et respectent la première condition de la co-intégration. Par contre, même si la méthodologie BVAR permet aux autres variables d'avoir une certaine influence sur les taux d'intérêt canadiens, la spécification initiale ne respecte pas la deuxième condition de co-intégration, qui semble clairement indiquée par l'analyse du Graphique 1. Il est toutefois possible de modifier nos moyennes a priori de façon à respecter cette propriété. Ainsi, dans le cas des taux d'intérêt canadiens, l'équation 12.1 sera remplacée par

$$TXCAN_t = (1\text{-}COINT)\ TXCAN_{t-1} + COINT\ TXUS_{t-1} + u_{TXCANt} \qquad (13)$$

où COINT est un nouvel hyperparamètre. Cette nouvelle moyenne enlève l'inertie propre aux taux d'intérêt canadiens pour la relier plus étroitement à la dynamique américaine, considérée par hypothèse comme fondamentale.

2.9 Autres considérations

Puisque la matrice P_0 que nous avons spécifiée est diagonale, les coefficients de notre moyenne a priori sont par hypothèse indépendants.

Cette simplification (il serait impensable de fixer un à un tous les termes de covariance) implique, dans les prévisions, un niveau d'incertitude qui est beaucoup plus élevé que celui qui découlerait de l'utilisation exclusive de notre moyenne a priori. Pour corriger ce problème, Sims (1989) a introduit une procédure particulièrement simple et intuitive reposant sur l'utilisation d'une observation muette (dummy). Elle opère de la façon suivante : i) après avoir fixé P_0, on utilise le modèle pour prévoir la période $t=m+1$; ii) les valeurs observées des variables sont remplacées par les valeurs prédite multipliées par un hyperparamètre DUMMY; iii) on effectue une itération de Kalman pour la période $t=m+1$.

Comme aucune erreur de prévision ne résulte de cette opération, la procédure de Kalman ne revise pas la moyenne a priori, mais ajuste la variance qui lui est associée en modifiant marginalement les termes hors diagonale. On s'attend à ce que le paramètre DUMMY prenne une valeur proche de l'unité. Ces itérations fictives de Kalman doivent être vues comme une procédure opérationnelle visant à introduire des termes de covariance dans la matrice P_0. En fait, l'opération décrite est très générale et permet d'assujettir les coefficients à une grande variété de contraintes, un peu comme dans la méthode Theil-Goldberger.

2.10 Quelques réserves

On conçoit facilement qu'il y ait un revers à cette médaille. Tout d'abord, il faut être conscient du fait que, même si on veut éviter de fonctionner par exclusion, le choix des variables qui entrent dans la spécification constitue en soi un exercice d'élimination de variables que le chercheur trouve moins pertinentes. Ce problème est bien sûr particulièrement délicat, étant donné la dimension relativement réduite des échantillons des variables macroéconomiques. Dans une économie ouverte, ce problème devient encore plus aigu. En effet, dans un tel cas, non

seulement les échantillons risquent-ils d'être réduits par des changements de régimes de taux de change, mais il faudra en plus incorporer les effets des variables étrangères qui s'ajouteront, dans l'estimation, à la liste des variables internes, limitant d'autant le nombre de degrés de liberté. Il est cependant à noter que, dans une petite économie ouverte comme celle du Canada, il est raisonnable d'imposer l'exogénéité des variables américaines.

Dans un autre ordre d'idées, on doit souligner que, malgré l'imposition d'informations a priori, la méthodologie laisse à toutes les interactions entre les variables la possibilité de jouer. L'inclusion de certaines de ces interactions non essentielles peut parfois perturber les résultats des exercices de prévision ou d'analyse de politiques.

Par ailleurs, le choix même des informations a priori rend l'exercice extrêmement tributaire de la sagacité et des convictions du chercheur qui fait l'exercice. À ce sujet, Todd (1984, p. 22) soulignait récemment :

> [TRADUCTION] Quand le modélisateur adopte un approche explicitement bayésienne, il a de toute évidence toute la latitude nécessaire pour emprunter des idées à diverses sources et les fusionner sous des formes différentes. Il est donc impossible d'affirmer qu'il existe un seul modèle bayésien ou même une méthode BVAR de prévision.

Étant donné cette imposition d'informations a priori tirées des connaissances du chercheur, la méthode des BVAR demande une bonne dose d'expérimentation et de calibrage si on veut en arriver à un modèle aux performances prévisionnelles acceptables et qui puisse être utilisé également pour l'analyse de politiques. Il ne suffit pas de tenir compte des interrelations entre les variables macroéconomiques importantes. Encore faut-il savoir «harnacher» l'information a priori pour que les données servent à engendrer les résultats les plus utiles pour les fins poursuivies.

En ce sens, la méthode BVAR a surtout été utilisée pour des fins de prévision ou d'analyse de politiques avec des données américaines (Litterman, 1980, 1984, 1986; McKnees, 1986; Todd, 1984; Doan, Litterman et Sims, 1984; Sims, 1989). Les résultats qu'on en tire se comparent généralement très bien à ceux qu'on obtient avec des modèles structurels, alors que le BVAR est beaucoup moins coûteux si on l'emploie sur une base régulière[19]. Les données de l'économie canadienne ont été cependant peu utilisées dans le cadre de la méthode BVAR. Seuls Raynauld (1987, 1988, 1989) et Raynauld et Racette (1989) ont utilisé cette méthode sur une base régulière avec des données canadiennes. L'exercice présent constituera donc un banc d'essai extrêmement important de la méthode dans le cadre de données macroéconomiques canadiennes. Il est particulièrement intéressant que l'expérience se déroule dans le cadre d'un séminaire de la Banque du Canada et dans le cadre d'un exercice qui pourra avoir des incidences directes sur le processus de la politique monétaire. Il s'agit là d'un forum idéal pour une telle expérimentation.

Malgré les réserves que nous venons de formuler quant à l'utilisation de la méthode des BVAR, l'expérience vaut la peine même si elle nous permet seulement de juger de la capacité prévisionnelle de ces modèles dans le cadre de la politique monétaire. Nous verrons cependant que le modèle peut aussi servir à l'analyse de politiques et permettra de placer dans une juste perspective les résultats obtenus avec des modèles bivariés ou multivariés basés sur des corrélations simples. Il s'agit d'une méthodologie peu coûteuse, qui, sans lier les résultats de l'analyse à un cadre théorique

---

[19] Il faut aussi noter que les prévisions tirées de l'utilisation de cette méthode constituent une base de comparaison intéressante puisqu'elles sont généralement effectuées de manière mécanique et qu'elles n'impliquent pas de réajustements basés sur le jugement du prévisionniste. (Voir McNees, 1986 et Litterman, 1986).

exclusif, permet de tenir compte d'informations a priori pertinentes. Les BVAR constituent ainsi une solution de rechange utile aux modèles de prévision ou d'analyse existants.

3. Résultats des travaux d'estimation et de prévision

3.1 Détails de l'estimation du modèle

La méthode BVAR proposée a pour objectif de modéliser l'évolution de sept variables canadiennes représentatives (BASE, M1, M2-M1, TXCAN, TXCHA, PIBD, PIB) tout en tenant compte du contexte international représenté par trois variables américaines (GNP, GNPD, TXUS) et deux variables de prix réels (RPOIL, RPCOM). À ce stade-ci, deux stratégies de modélisation sont possibles; elles reposent toutes les deux sur l'hypothèse que les cinq dernières variables sont strictement exogènes, c'est-à-dire que les variables canadiennes n'ont aucune influence sur ces dernières. La première formulation suppose deux modèles séparés : un modèle BVAR canadien avec variables exogènes :

$$H_{11}(L)\, X_{CANt} = H_{CAN} + H_{12}(L)\, X_{USt} + u_{CANt} \qquad (14.1)$$

où

$$H_{12}(L) = H_{12,0} + H_{12,1}L + \ldots + H_{12,m}L^{m}$$

et un modèle BVAR américain :

$$H_{22}(L)\, X_{USt} = D_{US} + u_{USt}. \qquad (14.2)$$

Cette spécification a l'avantage d'inclure dans les équations canadiennes la valeur courante des variables exogènes. Dans un contexte de prévision, ces valeurs courantes sont bien sûr inconnues et seront prédites à l'aide du modèle (14.2). Les résidus u_{CANt} sont ainsi purgés de tout effet

contemporain international capté par nos variables et contiennent des influences strictement canadiennes.

La deuxième formulation met en présence un seul modèle BVAR,

$$H(L)\, Xt = H + u_t \qquad (15)$$

en imposant toutefois la valeur 0,001 à l'hyperparamètre OTHER des variables canadiennes dans les équations américaines, ce qui préserve la propriété d'exogénéité discutée précédemment. Dans ce cas, seules les valeurs retardées des variables internationales interviennent dans les équations canadiennes; les corrélations contemporaines se retrouveront dans la matrice de variance-covariance des résidus u_t et pourront être exploitées ultérieurement. Pour des raisons techniques qui sont évoquées plus loin, la première formulation a été utilisée pour estimer les hyperparamètres, tandis que la deuxième a surtout servi aux exercices d'analyse.

Résumons maintenant l'information a priori imposée lors de l'estimation. Les moyennes a priori des variables correspondent à des promenades aléatoires discrètes incorporant les effets d'agrégation temporelle. La variable des taux d'intérêt canadiens a fait l'objet d'un traitement spécial puisqu'elle est par hypothèse co-intégrée (COINT) avec les taux d'intérêt américains. Le taux de change, le prix réel du pétrole et des produits de base sont considérés comme des variables spéculatives et leur variance a priori est multipliée par le paramètre WIENER. Avec TIGHT, OTHER, DECAY, CONREL, TVAR, et DUMMY, nous avons un total de huit hyperparamètres. Le modèle est estimé sur la période T1 197-T4 1987 (la période T1 1988-T4 1989 est réservée pour un exercice de prévision *ex ante* et quatre observations initiales sont perdues à cause des retards). Le vecteur Z_t de notre procédure Kalman comprend 50 variables : 12 variables explicatives avec 4 retards chacune, une constante et une variable muette captant les

effets des grèves postales. Tous les calculs ont été effectués à l'aide du logiciel RATS.

Tout comme dans Doan, Litterman et Sims (1984), on a estimé les hyperparamètres optimaux en minimisant la somme des k REQM calculée à partir des erreurs de prévision d'une période à l'avance (les v_t de l'équation 9). L'optimisation a été conduite en combinant l'algorithme de maximisation BAYESMTH que l'on doit à Sims (1984) à une recherche manuelle d'un nuage de points («grid search»)[20]. L'estimation des hyperparamètres a permis d'améliorer grandement la performance prévisionnelle de notre modèle BVAR (REQM = 0.2641) par rapport à celle d'un modèle peu contraint (la même somme donne RMEQ = 0.6056)[21]. Les valeurs des coefficients sont raisonnables (voir Tableau 4) et, dans le cas de TIGHT, WIENER, DECAY, CONREL, elles se comparent aux valeurs trouvées dans des recherches américaines semblables[22]. Notons que la valeur prise par le paramètre OTHER (0.53) est relativement lâche, ce qui peut s'expliquer par la grande importance des variables américaines dans la plupart des équations canadiennes. Comme l'indique la valeur de TVAR, les coefficients de notre BVAR varient très peu dans le temps, ce qui nous permettra d'entreprendre des exercices d'analyse de politiques. Le coefficient de COINT reflète une forte relation entre les taux d'intérêt canadiens et américains.

---

20 Le programme BAYESMTH est adapté aux situations où le calcul de la fonction "objectif" est coûteux (comme dans la plupart des modèles BVAR recourant aux filtres de Kalman).

21 Le modèle non contraint est déterminé selon les paramètres suivants : TIGHT = 10,0, OTHER = 1,0, DECAY = 0,0, CONREL = 10,0, DUMMY = 0,01, TVAR = 0,0001, WIENER = 1,0 et COINT = 0,5.

22 Pour des données américaines similaires couvrant la période 1949:3-1987:2, Sims (1989) obtient les coefficients suivants : TIGHT = 0,17, OTHER = 0,19, DECAY = 1,08, CONREL = 2,97, DUMMY = 1,16, WIENER = 0,37, TVAR = 0,10. Il faut toutefois noter que ces résultats ne sont pas strictement comparables, puisque que Sims s'appuie sur un cadre plus général où les erreurs sont non normales et suivent un processus ARCH.

Tableau 4
Estimés des hyper-paramètres : T1 1971-T4 1987

TIGHT	0,1486
OTHER	0,5332
DECAY	0,9229
CONREL	3,1118
TVAR	0,0160
WIENER	0,0951
COINT	0,4971
DUMMY	0,6142
SOMMES DES RMSE	0,2641

3.2 Les interactions entre les variables

Bien que les résultats des travaux d'estimation du modèle ne puissent être interprétés, à ce stade-ci, autrement que comme des corrélations, il est intéressant de découvrir les interactions qui apparaissent à l'étude des coefficients estimés pour la période de 1970 à 1987 à l'aide du BVAR que nous venons de décrire. Ces corrélations joueront un rôle important par la suite, lorsqu'il s'agira de simuler les effets dynamiques de divers chocs identifiés. Nous adoptons la convention établie par Sims (1980) et présentons les résultats sous forme d'«IMPULSE». Plus spécifiquement, nous transformons notre VAR estimé (15) sous la forme

$$X_t = u_t + \Psi_1 u_{t-1} + \Psi_2 u_{t-2} + \ldots \qquad (16)$$

où l'élément représentatif de ψ_ℓ, $\psi_{ij,\ell}$, donne l'impact sur la variable i après ℓ périodes d'un choc d'un écart-type de la variable j. Nous présentons ces résultats sous la forme des Graphiques 2.1 et 2.2 qui illustrent la dynamique des interactions entre les variables sur un intervalle de 32 périodes. Par exemple, la portion correspondant à la deuxième ligne, première colonne du graphique 2.1, illustre $\psi_{21,\ell}$ et montre l'effet d'un choc de la BASE sur M1. De même, la portion correspondant à la 7e ligne, première colonne du Graphique 2.2 illustre $\psi_{78,\ell}$ et montre l'impact d'un choc du PNB américain sur le PIB canadien. On peut ainsi retrouver la structure des coefficients de chacune des douze variables sur l'ensemble des variables du système[23]. Il est important de répéter ici que ces chocs ne sont pas interprétables en soi, puisque l'on n'a pas encore identifié leur source. Ainsi, un choc de M1 peut provenir d'une multiplicité de sources : demande, offre, multiplicateur.

Une analyse globale des deux graphiques inspire les remarques suivantes :

- Très peu des chocs canadiens persistent dans le temps. Seuls les chocs de taux de change et de revenu réel canadien durent, ce qui pourrait s'expliquer par les propriétés de promenade aléatoire de ces variables. Le choc de taux d'intérêt est de loin le moins persistant[24]. Par ailleurs, le taux de change est généralement très peu sensible à chacun des autres chocs, les seules réactions visibles étant celles qui suivent des chocs des prix des denrées de base.

---

23 Nous ne présentons pas les effets des variables canadiennes sur les variables américaines, puisque nous les avons contraints dans l'estimation à être, à toutes fins pratiques, nuls.

24 Un esprit cynique associerait cette absence de persistance à l'épisode récent de la baisse éphémère de 29 points de base du taux de rendement des bons du Trésor. Par ailleurs, il est rassurant de constater l'absence de persistance de plusieurs variables malgré le fait que la méthodologie des BVAR nous fasse centrer les processus de toutes les variables sur des promenades aléatoires. C'est là une démonstration du fait que la méthodologie laisse tout de même aux données la liberté d'épouser la forme qui les caractérise vraiment.

- Pour les variables étrangères, les chocs de revenu réel et de prix américains ainsi que les deux chocs de prix de denrées de base sont très persistants. Le choc de taux d'intérêt américain se résorbe pour sa part après quelques trimestres. Si l'on s'en tient aux trois variables américaines, la forme que nous obtenons des effets des chocs de ces trois variables est très comparable à ce que Sims (1986, p. 11) obtient avec un modèle à six variables de l'économie américaine.

- Les variables plus strictement monétaires (BASE, M1 et M2-M1) sont assez étroitement interreliées, mais ne provoquent que des effets minimes sur les variables non monétaires canadiennes, que ce soit le revenu réel, le taux de change ou même le taux d'intérêt ou les prix. Dans le sens inverse, les effets des chocs des variables non monétaires sur les variables monétaires sont aussi de taille relativement faible. M1 étant la variable monétaire la plus touchée par de tels chocs.

- Par contre, les variables monétaires canadiennes subissent les chocs étrangers avec une persistance et une taille surprenantes, le choc du taux d'intérêt américain étant celui qui cause le moins d'effets.

- Les chocs étrangers ont généralement sur les variables canadiennes des effets beaucoup plus forts et plus persistants que les chocs canadiens eux-mêmes.

Ces dernières remarques permettent de comprendre comment l'estimation d'un modèle macroéconomique intégré pourra mettre en perspective les résultats obtenus à la Banque avec des méthodes bi-variées ou multi-variées quant aux effets des variables-indicateurs sur les variables-objectifs.

Tout en gardant en tête que les graphiques ne représentent que des corrélations entre les variables, l'examen plus détaillé des chocs individuels nous fait faire les observations suivantes :

- Les effets des chocs de BASE, de M1 et de M2-M1 ne surprennent pas outre mesure. On retrouve ici une corrélation positive entre le choc de M1 et le revenu réel canadien. Cette corrélation pourrait être rapprochée du résultat des études d'indicateurs de la Banque du Canada qui révèlent que les encaisses *réelles* de M1 constituent le meilleur indicateur du PIB réel.

- Un choc positif du taux d'intérêt coïncide avec une baisse de M1 et une hausse (faible) de M2. Il est associé à une baisse du PIB réel.

- La très persistante dépréciation du dollar canadien (colonne 5 du Graphique 2.1) est associée à une baisse du PIB réel, ce qui est contraire à ce que la théorie nous porte à conclure, mais n'est pas nécessairement surprenant. Les dépréciations du dollar canadien au cours de la période ont probablement coïncidé souvent avec des périodes de ralentissement économique (par exemple, la dépréciation de la fin des années 70 correspond à une période de chute du taux de croissance réelle), alors que la période d'appréciation d'après 1986 coïncide avec une hausse du taux de croissance réelle[25].

- On est surpris de constater la corrélation négative entre l'innovation de l'indice implicite des prix et les diverses variables monétaires. Cependant, on doit observer que l'innovation de prix se renverse assez rapidement. De plus, Kuszczak et Murray (1987) obtiennent, eux aussi, dans leur modèle VAR de l'économie canadienne, une somme négative de paramètres estimés et statistiquement significative de l'effet des prix passés dans l'équation de M1 pour la période T3 1970 à T4 1984. Le résultat que nous obtenons est bien sûr contraire à la théorie et nous refusons, pour l'instant, de contraindre les paramètres à retrouver les relations généralement attendues. Il serait dès lors impossible de saisir des phénomènes insoupçonnés, qui sont justement peut-être à la source de nos difficultés de compréhension des événements récents entourant la politique monétaire.

- On remarque que le PIB réel canadien subit peu les influences des diverses variables canadiennes, alors qu'il semble très sensible aux variables américaines ou mondiales.

- Les associations entre les divers chocs américains et les autres variables du système ne surprennent généralement pas. On peut noter la très forte réaction du PIB réel canadien au choc de GNP réel américain et de l'indice implicite des prix canadiens aux chocs des prix américains. Le choc de taux d'intérêt américain est suivi d'une série de réactions des diverses variables qui se prêteraient particulièrement bien à l'interprétation, mais qui ne relèvent à ce stade-ci que de la coïncidence temporelle. Bien qu'on puisse être surpris de la hausse

---

25 Les résultats de Johnson et Schembri (1989) sur la période de 1971 à 1986 font apparaître un effet de ce type, lorsqu'ils considèrent les relations contemporaines entre les erreurs de leur système (voir leurs matrices A_0, p. 18).

des prix américains qui suit la hausse du taux d'intérêt, on peut se rassurer en constatant que c'est aussi la corrélation de départ obtenue par Sims (1986).

- Bien que le choc du prix des denrées de base soit suivi de résultats très conformes à nos anticipations, les effets d'un choc du prix du pétrole sont, pour leur part, très surprenants à certains égards. Ainsi, selon les coefficients obtenus, les prix canadiens semblent *baisser* à la suite d'une hausse des prix du pétrole. De plus, toutes les variables monétaires canadiennes baissent. Cependant, comme il s'agit là d'effets complexes passant par des réactions de politiques, de demande, d'offre, de balance de paiements, il est impossible d'interpréter ce résultat à ce stade-ci de l'analyse.

Somme toute, malgré (ou peut-être à cause de!) quelques corrélations surprenantes et isolées, l'estimation de notre modèle BVAR donne une structure d'interactions entre les diverses variables qui sont crédibles et qui semblent bien caractériser les interrelations macroéconomiques de la période d'observation. C'est donc en nous servant des coefficients de ce système que nous avons procédé à l'exercice de prévision des diverses variables du système, puis à l'analyse des contributions des diverses variables à l'évolution des variables objectifs de la politique monétaire.

3.3 La performance prévisionnelle du modèle sur les années 80

Le Tableau 5 présente les résultats de l'exercice de prévision à l'aide de notre modèle BVAR. On y trouve les statistiques Theil pour une prévision une période à l'avance au cours des années 80 et les REQM pour des prévisions sur la même période (une, quatre et huit périodes à l'avance). Bien que le modèle ne comprenne que 12 variables, le Tableau en couvre 14 (comme le Tableau 3), puisque nous avons calculé les REQM et les Theil pour les dépenses nominales dans les deux pays à partir des erreurs de prévision des composantes de ces variables, soit les revenus réels et les indices

Tableau 5
Performance prévisionnelle du modèle BVAR : 1980-1987

	Horizon de prévision					
	1			4	8	
	REQM	REQMA	THEIL	REQM	REQM	REQMA
Canada						
BASE	2,10	8,67	0,74	3,34	4,76	2,35
M1	1,98	8,16	0,81	5,28	7,45	3,66
M2-M1	0,95	3,85	0,33	3,60	7,82	3,84
TXCAN	1,51	6,18	0,87	3,80	5,29	2,61
TXCHA	1,45	5,93	1,00	4,47	9,11	4,46
PIBD	0,41	1,65	0,26	1,57	3,02	1,50
PIB	0,85	3,44	0,65	3,19	5,89	2,90
PIBN	0,75	3,03	0,32	3,29	4,73	2,34
États-Unis						
GNP	1,02	4,14	0,81	2,60	4,47	2,21
GNPD	0,35	1,41	0,25	1,49	3,63	1,80
GNPN	1,10	4,47	0,52	3,26	5,57	2,75
TXUS	2,11	8,71	1,08	3,91	5,51	2,72
Monde						
RPOIL	10,08	46,84	0,87	31,15	40,24	18,42
RPCOM	1,20	4,89	0,95	4,15	7,40	3,63

Nota : REQM correspond à la racine de l'erreur quadratique moyenne sur la base de l'horizon indiqué (1, 4 où 8 trimestres); REQMA est la même statistique sur une base annuelle (taux composé); THEIL est la statistique de Theil.

implicites de prix. Afin de permettre une base de comparaison, nous présenterons nos résultats de prévision en regard des résultats obtenus avec les modèles AR(4) que nous avons commentés dans la section 2 et qui se trouvent au Tableau 3.

De manière générale, on peut dire que le modèle BVAR, en tenant compte des diverses interactions entre les variables du système, permet d'améliorer les prévisions sur les années 80 de presque toutes les variables du système par rapport aux modèles AR. Les exceptions à cette règle (9 cas sur 42) concernent généralement des variables étrangères qui ne sont pas centrales dans notre exercice de prévision. Ce sont le prix réel du pétrole, pour lequel les prévisions sont particulièrement désastreuses sur tous les horizons, le taux de change et le taux d'intérêt américain sur les horizons de 4 et 8 trimestres, la dépense nominale américaine sur un horizon de 8 trimestres et, finalement, la base monétaire sur un horizon d'un trimestre. Seuls le taux de change et la base monétaire retiennent notre attention. Étant donné le processus de promenade aléatoire qui le caractérise, les résultats quant au taux de change sur des horizons de un et deux ans ne sont pas étonnants. De toute façon, les REQM que nous obtenons dans ces cas ne sont pas beaucoup plus élevées (à peine 5 % de plus) que celles du modèle AR. Dans le cas de la base monétaire, la REQM à un trimestre à l'avance est plus forte que celle du AR de seulement 3 % et les REQM à plus long terme sont beaucoup plus satisfaisantes que celles du modèle AR. De plus, la performance prévisionnelle s'améliore à mesure que l'horizon s'allonge.

Dans la suite, nous commenterons les résultats détaillés en insistant particulièrement sur les variables canadiennes, puisqu'il s'agit là des variables qui nous intéressent dans cet exercice. De manière générale, on peut dire que

les REQM s'améliorent (sur une base comparable, c'est-à-dire annualisée) pour toutes les variables lorsque l'horizon s'allonge[26].

Selon les REQM, les variables les plus faciles à prédire sur tous les horizons sont les deux indices implicites des prix à la production au Canada et aux États-Unis[27]. Les statistiques Theil à un horizon d'un trimestre montrent jusqu'à quel point le modèle permet d'améliorer la prévision de ces variables par rapport à l'hypothèse de variables statiques. Les REQM obtenues pour ces deux variables sont nettement inférieures à celles qu'on obtient pour les autres variables (toujours moins de 2 % sur une base annualisée quel que soit l'horizon) et la performance prévisionnelle par rapport à celle des modèles AR correspondants s'améliore à mesure que l'horizon s'allonge. Par exemple, la REQM pour l'indice implicite des prix canadien est de 28 % plus bas (1,5 % par rapport à 2,07 %) avec le modèle BVAR qu'avec le AR sur un horizon de 8 trimestres.

On pourrait classer dans une deuxième catégorie le PIB nominal canadien, le PIB réel américain et le PIB réel canadien. Dans le cas de ces trois variables, les REQM (sur une base annualisée) sont généralement faibles par rappport à celles des autres variables, se situant à 4 % et moins pour un horizon d'un trimestre et décroissent pour s'établir à moins de 3 % huit trimestres à l'avance. Il est rassurant de voir que le PIB nominal canadien puisse être prévu avec autant de précision, d'autant plus que l'amélioration par rapport au modèle AR est substantielle, dépassant les 14 % sur tous les horizons.

---

26 La seule variable à vraiment faire exception à cette règle est l'indice implicite des prix américains, qui a cependant des REQM très bases.

27 Il est à noter que nos résultats de prévision pour les trois variables américaines se comparent généralement bien aux résultats présentés dans la littérature sur ce sujet. Voir, par exemple, les résultats présentés par McNees (1986) et Litterman (1986), où l'on compare les résultats de BVAR à six ou sept variables aux résultats de prévision obtenus avec des modèles structurels bien connus.

Pour les variables monétaires (BASE, M1 et M2-M1), les performances prévisionnelles du modèle BVAR donnent des résultats moins probants, quoique tout de même intéressants. La prévision de M2-M1 à un trimestre se classe relativement bien avec une REQM de 3,85 %, mais la performance prévisionnelle du modèle se détériore pour cette variable relativement aux autres à mesure que l'horizon s'allonge. Cependant, comme le niveau général des REQM annualisées décroît en même temps, la REQM (annualisée) de M2-M1 reste à 3,9 % quel que soit l'horizon. Inversement, la performance prévisionnelle quant à la base monétaire s'améliore à tous les égards à mesure que la prévision recule dans le temps. Ainsi, l'erreur de prévision est de 8.7 % (taux annualisé relativement très élevé) à un trimestre, mais elle n'est plus que de 2.3 % à huit trimestres. La performance prévisionnelle relative pour M1 reste toujours une des pires (toujours à des rangs plus élevés que le onzième par rapport aux autres variables), mais la REQM (annualisée) s'améliore malgré tout, passant de plus de 8 % à un horizon de 1 trimestre à 3,7 % à un horizon de 8 trimestres.

Pour le taux d'intérêt canadien à court terme, la performance prévisionnelle est moyenne par rapport aux autres variables, mais on constate tout de même une amélioration par rapport au modèle AR et une REQM annualisée qui décroît (de 6,2 % à 2,6 %) à mesure que l'horizon s'allonge. Finalement, et comme on pourrait s'y attendre, le taux de change est une des variables les plus systématiquement difficiles à prédire avec des REQM qui se maintiennent à tous les horizons au-dessus de 4,5 %.

En résumé, le modèle BVAR permet, au cours des années 80, d'excellentes prévisions pour les variables-objectifs de la politique monétaire : l'indice implicite des prix de la production, le PIB nominal et, dans une moindre mesure, le PIB réel. Par ailleurs, bien que les prévisions des variables monétaires soient moins précises à très court terme (sur un horizon d'un trimestre) que celles des variables-objectifs, elles sont généralement très

acceptables à plus long terme. De toute façon, ces variables sont disponibles avec une avance respectable par rapport aux variables-objectifs, et les observations relatives à ces variables peuvent ainsi servir au cours du trimestre courant dans un exercice de prévision *ex ante* des variables-objectifs.

4. Analyse des interactions dynamiques du modèle

4.1 Extraction des chocs structurels

Sauf exception, les chocs u_t donnant lieu aux matrices ψ_t d'IMPULSE (voir équation 16) ne sont pas interprétables économiquement. Les raisons en sont bien connues et sont traitées dans la plupart des livres d'initiation à l'économétrie. Dans la majorité des cas, ces chocs correspondent à des combinaisons linéaires de chocs de la forme structurelle. Sous certaines conditions (voir Sims, 1986, p. 9), il est toutefois possible de recouvrer les e_t en se servant de la relation :

$$D_0 u_t = e_t \tag{17}$$

implicitement contenue dans la forme réduite. En fait, il s'agira d'estimer les $[(k \cdot k)-k]$ coefficients de la matrice D_0 et les k variances de Σ (on suppose que les chocs structurels sont indépendants) à partir de la matrice de variance-covariance Ω, qui contient $(k \cdot (k+1)/2)$ paramètres estimés à partir des résidus u_t de la forme réduite. Il faudra évidemment s'assurer au préalable que les conditions d'identification sont respectées (on ne peut pas estimer plus de paramètres qu'il n'y a de termes dans la matrice Ω). Nous avons utilisé un algorithme d'estimation développé par Doan (1990) qui choisit les paramètres libres de façon à ce que $D_0^{-1}\Sigma D_0^{-1'}$ se rapproche le plus possible de Ω. Des exemples relativement simples d'une telle modélisation se retrouvent dans Sims (1986), Bernanke (1986), Blanchard (1989) et Johnson et Schembri (1989).

Le problème abordé dans ce travail est plus complexe, mais aussi plus riche. Comme nous avons 12 équations, notre matrice Ω estimée contient 78 termes de variance et de covariance. Une première expérimentation a rapidement indiqué que la taille d'un tel système rend toute tentative de spécification d'un modèle extrêmement laborieuse. Les exclusions effectuées pour identifier le système faisaient souvent violence aux données. Nous avons donc opté pour une autre avenue qui a l'avantage de mieux exploiter la structure de notre problème.

Étant donné l'hypothèse réaliste d'exogénéité des cinq variables internationales, nous avons décidé de scinder le problème général en trois sous-problèmes. Premièrement, à l'aide de nos hyperparamètres, nous avons estimé un modèle BVAR avec variables exogènes **courantes** comme celui présenté à l'équation (14.1). Comme l'indiquent Gordon et King (1982), les paramètres de $H_{12,0}$ donnent l'impact sur les variables canadiennes d'un choc du vecteur u_{USt} américain (attention, des chocs u_{USt} et non e_{USt}). Deuxièmement, comme les résidus canadiens u_{CANt} sont maintenant purgés des corrélations contemporaines avec les variables américaines (sous l'hypothèse de causalité évidente que toute corrélation au temps t est attribuable à une variable américaine), il est maintenant possible d'estimer un sous-modèle canadien beaucoup plus simple correspondant à la portion (7x7) du haut de la matrice Ω. En fait, nous estimons :

$$D_{11,0}u_{CANt} = e_{CANt}. \qquad (18)$$

Finalement, comme les variables canadiennes n'influencent pas l'environnement international, il est possible d'estimer le modèle

$$D_{22,0}u_{USt} = e_{USt} \qquad (19)$$

séparément, modèle qui correspond au bloc (5x5) du bas de la matrice Ω.

La procédure indiquée plus haut devrait maintenant nous permettre de procéder à l'analyse de chocs interprétables économiquement :

- Les chocs structurels étrangers égaux à un écart-type sont calculés selon $(D_{22,0})^{-1}SQRT(\Sigma_{22})$ et leurs effets se répercuteront aux États-Unis selon la formule habituelle. L'impact au Canada aura un effet contemporain amplifié par les coefficients $H_{12,0}$.
- Les chocs structurels canadiens d'un écart-type sont donnés par $(D_{11,0})^{-1}SQRT(\Sigma_{11})$.

4.2 La matrice de variance-covariance et le modèle identificateur

Pour le module des variables canadiennes, nous avons identifié la matrice $D_{11,0}$ en nous servant des corrélations entre les erreurs de prévision du sous-système 7x7 de ces variables du modèle BVAR de base estimé avec des variables américaines courantes. Les corrélations entre les variables qui apparaissent à la lecture de la matrice de variance-covariance sont présentées au Tableau 6. Il s'agit ensuite d'utiliser l'information contenue dans ces corrélations pour construire un système de relations entre les variables contemporaines pour lequel l'hypothèse de suridentification ne soit pas rejetée. Par ailleurs, comme la méthode d'estimation du système en question est non linéaire, il faut que le système soit tel que l'algorithme converge, que les valeurs obtenues des coefficients ne soient pas hors de proportion, pas plus que les écarts-types des coefficients. En faisant appel à ces critères, nous en sommes venus à retenir la structure des interactions contemporaines entre les diverses innovations du module des variables canadiennes (voir Tableau 7).

La forme des équations obtenues n'est pas nécessairement tributaire des fonctions généralement suggérées par la théorie. On peut tout de même

Tableau 6
Corrélations entre les résidus canadiens

	BASE	M1	M2-M1	TXCAN	TXCHA	PIBD	PIB
BASE	1,0	-0,167	0,155	0,293	-0,063	0,271	-0,082
M1		1,0	-0,142	-0,369	-0,032	0,004	0,073
M2-M1			1,0	0,296	0,168	0,192	0,091
TXCAN				1,0	0,117	0,132	0,044
TXCHA					1,0	-0,230	-0,032
PIBD						1,0	-0,324
PIB							1,0

Tableau 7
Structure des interactions contemporaines des résidus canadiens

(1) BASE = 0,0715 (M2-M1) + 0,7839 GDPD + e_{1t}
(0,236) (0,402)

(2) M1 = -0,0171 (M2-M1) - 0,8050 TXCAN + e_{2t}
(0,239) (0,265)

(3) (M2-M1) = 0,3595 TXCAN - 0,5294 GDPD + e_{3t}
(0,197) (0,691)

(4) TXCAN = 0,1256 BASE - 0,0377 GDPD + e_{4t}
(0,059) (0,257)

(5) TXCHA = 0,2496 (M2-M1) + 0,1465 TXCAN - 0,6436 GDPD + e_{5t}
(0,160) (0,185) (0,273)

(6) PIBD = 0,0323 M1 + 0,2633 (M2-M1) - 0,2334 GDP + e_{6t}
(0,040) (0,190) (0,076)

(7) PIB = e_{7t}

Nota : Les écarts-types apparaissent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

tenter de les interpréter dans la mesure du possible[28]. Il est d'ailleurs important de noter ici que le modèle qui apparaît dans ces équations est tronqué, puisqu'il fait abstraction des effets des innovations des variables étrangères contemporaines qui agiront cependant au moment de la simulation du modèle complet.

La structure indique que le PIB réel est relativement isolé et ne réagit, de manière contemporaine, à aucune des innovations des autres variables du système. On pourrait identifier les innovations du PIB réel à des chocs d'offre (canadiens) dans le système. Les innovations des prix dépendent positivement des innovations des deux composantes de M2 et négativement des innovations du PIB réel (chocs d'offre).

Les chocs de taux de change sont fonction des innovations contemporaines de (M2-M1), du taux d'intérêt et de l'indice implicite des prix. Dans les deux premiers cas, les effets sont positifs (mais non significatifs du point de vue statistique) et pourraient s'apparenter au modèle monétaire du taux de change. Le dernier effet est négatif et très significatif. Il est bien sûr contraire à l'interprétation usuelle qui veut que la monnaie se déprécie lorsque les prix augmentent (n'oublions pas que le taux de change est défini comme le prix en dollar canadien d'une unité de la monnaie américaine). Il ne pouvait cependant pas être exclu du système pour la simple raison qu'il était contraire à nos anticipations : la corrélation apparaissant au Tableau 6 (-0.230) était suffisamment claire pour qu'on ne puisse exclure cette variable

---

28 Étant donné le processus non linéaire auquel on doit faire appel et les problèmes de convergence auxquels ce processus peut donner lieu, on ne peut faire violence aux données (erreurs de prévision du modèle BVAR) et imposer ici une structure théorique de manière stricte. Si on «force» trop le système, il répond le plus souvent avec des coefficients aux valeurs aberrantes ou ne converge tout simplement pas. Un exemple de cela est la valeur négative du coefficient de l'innovation de prix dans l'équation de (M2-M1). En voulant forcer ce coefficient à une valeur nulle (en voulant sortir ce coefficient du système) ou en voulant en inverser le signe, on se retrouvait souvent avec d'autres coefficients dont la valeur était aberrante ou des écarts-types impossibles à estimer.

de l'équation du taux de change. De plus, il est intéressant de noter que Kuszczak et Murray (1987) obtenaient, dans leur modèle VAR, un effet similaire des prix canadiens sur le taux de change (voir leurs Tableaux 11 et 12). Il faudra donc vivre, du moins pour le moment, avec cette partie de la structure. Cet effet fait partie des faits stylisés insoupçonnés auxquels nous avons déjà fait allusion et qui peuvent être la cause des problèmes d'interprétation de la dynamique des interactions macroéconomiques au Canada.

L'équation du taux d'intérêt de court terme semble révéler une certaine forme de fonction de réaction, puisque le taux d'intérêt réagit de manière positive (et significative) à un choc de la base monétaire[29]. Les chocs de prix entrent dans cette équation de manière négative mais non significative et ne peuvent donc pas être interprétés de manière précise.

Les équations des deux composantes de M2 pourraient être perçues comme des équations de demande, quoique certains aspects surprennent à cet égard. (M2-M1) réagit de manière positive aux innovations du taux d'intérêt, ce qui correspond aux résultats souvent trouvés dans les équations de demande de M2. Cependant, comme nous le mentionnions plus haut, le coefficient négatif (mais non significatif) de l'effet des innovations de prix dans cette équation est plus surprenant. L'équation de «demande» de M1 est incomplète, mais se prête plus directement à l'interprétation. Tout en prenant en compte le fait qu'il est estimé de façon imprécise, on peut tout de même dire que le coefficient de (M2-M1) indiquerait une certaine substitution entre M1 et les dépôts bancaires non compris dans M1. Les innovations de taux

---

[29] Nous avons délibérément choisi de ne pas retenir le taux de rendement des bons du Trésor (ou le taux des fonds fédéraux aux États-Unis) pour ne pas nous lier strictement à un «taux de politique monétaire» et pouvoir ainsi saisir certains effets de marché. Cependant, les équations d'identification des deux modules laissent tout de même apparaître des fonctions de réaction, ce qui laisse entendre que les taux du marché que nous avons retenus restent très liés aux taux contrôlés par les autorités monétaires. L'idéal serait d'introduire une certaine structure des taux d'intérêt, mais c'est évidemment impossible dans le genre de modèle que nous utilisons ici.

d'intérêt ont, comme on pourrait s'y attendre, un effet négatif (et significatif) sur M1. Finalement, l'équation de la base monétaire pourrait aussi être interprétée comme une équation de demande, puisque le coefficient des innovations de prix y est positif. Le coefficient positif de l'innovation de (M2-M1) pourrait correspondre à l'ajustement de la base à un changement des dépôts qui se produit à l'intérieur d'un trimestre.

Passons maintenant à la structure du module des variables étrangères de notre système. Le Tableau 8 présente les corrélations entre les variables de ce module. Comme dans le cas précédent, nous avons utilisé ces corrélations pour identifier une structure d'interactions entre les résidus des variables de ce module. Le modèle qui en ressort est présenté au Tableau 9. Dans ce système, les deux variables de prix réels des denrées de base jouent clairement le rôle de chocs d'offre exogènes. Les chocs du prix réel du pétrole ne sont influencés par aucun autre choc de ce module. Les chocs du prix réel des autres denrées de base sont cependant influencés de manière contemporaine par les chocs de prix du pétrole.

L'équation du taux d'intérêt représente pour sa part une fonction de réaction des autorités monétaires. Le taux d'intérêt réagit de manière positive aux chocs de la production réelle, des prix de la production et du prix des denrées de base. Le résidu de cette équation devrait jouer le rôle de choc de politique monétaire américaine.

. Les chocs de prix de la production (GNPD) répondent de manière négative aux chocs de la production et de manière positive aux chocs des prix des denrées de base. On pourrait identifier cette équation à une demande tout en gardant à l'esprit qu'aucun des deux effets n'est statistiquement significatif. L'équation du revenu réel ne se prête pas non plus très clairement à l'interprétation, puisque la seule variable qui y est incluse n'est pas estimée avec précision.

Tableau 8
Corrélations entre les résidus des variables étrangères

	GNP	GNPD	TXUS	RPOIL	RPCOM
GNP	1,0	-0,10078	0,33035	-0,47E-01	0,59E-01
GNPD	-	1,0	0,11395	-0,19E-01	0,62E-01
TXUS	-	-	1,0	-0,83E-01	0,24024
RPOIL	-	-	-	1,0	0,19752
RPCOM	-	-	-	-	1,0

Tableau 9
Structure des corrélations contemporaines des résidus étrangers

(8) GNP82 = 0,1523 TXUS + e_{8t}
(0,301)

(9) GNPD = -0,0571 GNP82 + 0,0216 RPCOM + e_{9t}
(0,060) (0,038)

(10) TXUS = 0,1807 GNP82 + 0,5626 GNPD + 0,2738 RPCOM + e_{10t}
(0,778) (0,490) (0,144)

(11) RPOIL = e_{11t}

(12) RPCOM = 0,0236 RPOIL + e_{12t}
(0,014)

Nota : Les écarts-types apparaissent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

Dans le cas des variables américaines, il est beaucoup moins important d'identifier clairement la nature des chocs que dans le cas du module canadien. En effet, quelle que soit la source du choc, une augmentation du revenu réel ou des prix américains aura les mêmes effets sur les variables canadiennes.

4.3 L'analyse des chocs et la décomposition des variances

4.3.1 Les effets des chocs de diverses natures

C'est à partir des modèles que nous venons de présenter et des coefficients de forme réduite des effets contemporains des variables américaines sur les variables canadiennes que nous avons simulé les effets de divers chocs dans le système. Les effets de ces chocs apparaissent sous la forme des Graphiques 3.1 et 3.2. Ces graphiques ont été produits de la même façon que les graphiques analysés à la section 4, sauf que les chocs que nous présentons maintenant sont identifiés (dans la mesure du possible) et peuvent donc être interprétés, alors qu'ils ne pouvaient l'être dans la section 4.

Certaines des remarques générales que nous avons faites lors de l'analyse des coefficients de forme réduite du modèle s'appliquent encore ici :

- La plupart des chocs canadiens sont peu persistants, les seules exceptions étant les chocs du taux de change et du PIB réel. Le choc du taux d'intérêt canadien reste très éphémère. Les chocs des variables étrangères sont toujours très persistants, avec encore l'exception du choc du taux d'intérêt.

- Les trois variables monétaires canadiennes sont toujours relativement isolées par rapport aux autres variables canadiennes, mais subissent assez fortement les influences étrangères. Malgré tout, les interactions entre l'ensemble des variables canadiennes sont plus fortes dans ce cas-ci qu'elles ne l'étaient précédemment.

- Les variables étrangères ont encore des effets très forts sur les variables canadiennes par rapport aux effets qu'on retrouve dans le sous-système canadien.

Dans l'analyse détaillée des graphiques, on peut maintenant prendre le risque de faire une interprétation structurelle ou causale des effets des divers chocs :

- Un choc de la base monétaire (première colonne du Graphique 3.1) a des effets très faibles sur toutes les variables, y compris les variables monétaires. Il entraîne une légère hausse de M1 et de M2-M1. Ses effets les plus persistants sont cependant très faibles et se produisent sur les taux de change (très légère dépréciation) et le PIB réel qui, de manière un peu surprenante, baisse faiblement. Il est à remarquer que Bernanke (1986) obtenait aussi, avec des données américaines, un effet négatif d'une augmentation de la base monétaire sur le revenu réel avec deux modèles identificateurs différents.

- Un choc de M1 a aussi des effets très faibles sur toutes les variables. On remarque qu'il est associé à une hausse des prix et du PIB réel, ce qui fait douter que nous ayons vraiment réussi à identifier un choc de demande de M1 (possiblement un choc de multiplicateur). Un choc de M2 est, pour sa part, plus identifiable à un choc de demande de monnaie puisqu'il entraîne une baisse du PIB réel. Comme dans l'exercice du même type de Sims (1986, p. 13) pour les États-Unis, le choc de demande de monnaie entraîne simultanément une baisse du revenu et une hausse des prix.

- Le choc des taux d'intérêt semble s'apparenter à un choc de politique monétaire : malgré sa persistance très faible, il en découle en effet une baisse des prix et du revenu réel, qui s'accompagne d'une diminution marquée de M1. La hausse temporaire de M2-M1 peut sans doute s'expliquer par la hausse des taux d'intérêt des banques, qui devrait suivre le choc initial. La dépréciation légère et persistante causée par la politique ne peut cependant être expliquée qu'en termes d'anticipations du marché des changes quant aux causes du resserrement monétaire.

- Les effets d'un choc du taux de change restent très semblables à ceux que nous avions observés à l'analyse de la structure des coefficients estimés du BVAR. Il ne semble donc pas que nous ayons réussi à identifier une forme de choc précis pour cette variable, et les interrelations restent celles de la dynamique de base du système. On doit donc se contenter de voir dans l'effet négatif d'une dépréciation

sur le revenu réel le résultat de la coïncidence temporelle dans l'évolution des deux variables.

- Le choc des prix canadiens est identifiable à un choc de demande. En ce sens, il entraîne une hausse du revenu réel. Par ailleurs, ses effets négatifs sur les composantes de M2 s'expliquent au moins partiellement par le signe négatif du coefficient de PIBD dans l'équation de M2-M1 dans le modèle des interrelations contemporaines entre les innovations du système. Finalement, l'appréciation du dollar canadien qui suit le choc positif de prix est le résultat du coefficient qui apparaît dans la structure des innovations contemporaines du système, et sa persistance ne peut découler que du processus de promenade aléatoire qui caractérise le taux de change.

- Le choc du PIB réel entraîne une baisse de prix et une légère dépréciation. Généralement, on ne découvre aucun effet substantiel de ce choc d'offre canadien.

Du côté des variables étrangères, les effets sont plus forts et se prêtent généralement bien à l'interprétation :

- Une innovation du revenu réel américain qui s'accompagne d'une très légère augmentation des prix et taux d'intérêt américains entraîne, au Canada, une hausse persistante du PIB réel. Les prix, le taux de change et les taux d'intérêt ne réagissent que très peu à ce choc. La hausse du revenu réel semble provoquer, par la suite, une augmentation de l'ensemble des agrégats monétaires.

- Un choc des prix américains cause une baisse du revenu réel aux États-Unis. C'est aussi l'effet qui se produit dans les expérimentations faites par Sims (1986) avec son modèle américain. Par ailleurs, ces deux mouvements provoquent deux réactions tout à fait semblables au Canada, avec une hausse du PIBD et une légère baisse du PIB réel. Les agrégats monétaires augmentent à la suite de l'ensemble de ces mouvements. Les réactions de M2-M1 et de la base monétaire sont tout particulièrement persistantes.

- Une innovation des taux d'intérêt américains peut être associée à un choc de politique monétaire aux États-Unis. La hausse du taux d'intérêt entraîne une baisse des revenus et une légère hausse des prix américains. La baisse du revenu réel américain se répercute sous la

forme d'une diminution du PIB réel canadien, de M1 et de la base monétaire. L'indice implicite de prix canadiens, pour sa part, augmente très faiblement ainsi que M2-M1. Ce dernier effet pourrait être le résultat de la hausse des taux d'intérêt.

- Dans la structure des coefficients du modèle BVAR initial, on avait pu constater des effets difficilement justifiables d'un choc des prix pétroliers. Il est remarquable que la plupart de ces effets se soient maintenant renversés. Ainsi, le choc des prix pétroliers provoque une hausse des prix et une baisse des revenus réels aux États-Unis et au Canada. Les taux d'intérêt augmentent dans les deux pays et le dollar canadien se déprécie à la longue. M1 diminue très fortement, semblant réagir surtout à la hausse des taux d'intérêt et à la baisse du revenu réel. M2-M1 augmente, réagissant probablement à la hausse des taux d'intérêt (qui se répercute sur les taux bancaires).

- Finalement, un choc du prix des denrées de base (autres que le pétrole) a des effets très semblables à ceux que nous venons de décrire pour le choc pétrolier. Dans le cas de M1, la réaction est contraire à celle qu'on trouvait à la suite du choc pétrolier, puisque M1 augmente maintenant, mais cet effet apparaissait déjà dans la structure des coefficients de base du BVAR.

En résumé, on peut dire que les chocs canadiens sont généralement peu persistants et que les interrelations entre les variables sont plutôt faibles. De plus, les effets de certaines innovations surprennent quelque peu (effet d'une dépréciation sur le revenu réel et effet d'une hausse de prix sur le taux de change) et empêche une interprétation structurelle stricte de certaines interactions. Encore une fois, on ne peut cependant pas exclure d'emblée ces interrelations puisqu'elles ressortent de manière récalcitrante dans les coefficients du modèle, dans l'identification de la structure des innovations et, conséquemment, dans les exercices de simulation des chocs. Une analyse plus approfondie de ces effets apparemment «pervers» devra être faite subséquemment. Les chocs des variables étrangères se prêtent pour leur part facilement à l'interprétation et démontrent, une fois de plus, l'importance de ces variables dans toute analyse du contexte canadien.

4.3.2 Analyse de la décomposition des variances

Le Tableau 10 présente la décomposition des variances des variables canadiennes à un horizon de 8 trimestres par rapport aux innovations de l'ensemble des variables du modèle. Sommairement (voir Sims, 1980 et Doan et Litterman, 1984 pour une explication détaillée des décompositions de variance), cette décomposition permet d'ordonnancer l'importance relative des variables j concernant l'incertitude de la variable analysée i. Ainsi, étant donné les coefficients estimés du modèle BVAR, des effets courants des variables exogènes et des relations contemporaines entre les résidus canadiens et américains, nous avons dérivé les coefficients $G_{ij,\ell}$ qui donnent l'impact sur la variable i d'un choc structurel d'un écart-type de j après ℓ périodes (voir les Graphiques 3.1 et 3.2). Le poids de la variable j dans la décomposition de la variable i après s périodes est donné par :

$$Poids_{ij}(S) = \frac{\sum_{\ell=1}^{S} G_{ij,\ell}}{\sum_{j=1}^{k} \sum_{\ell=1}^{S} G_{ij,\ell}} \qquad (20)$$

L'analyse de ce tableau permet de mettre en perspective certains des résultats des études publiées par la Banque du Canada et portant sur les indicateurs des variables-objectifs de la politique monétaire. Les décompositions de variances qui apparaissent à cet horizon sont généralement représentatives des autres horizons.

Tableau 10
Décomposition des variances

	BASE	M1	M2-M1	TXCAN	TXCHA	PIBD	PIB	PIBN
Canada								
BASE	58,2	1,6	4,6	1,1	0,1	0,6	0,6	0,1
M1	5,8	53,0	3,7	1,9	0,1	5,9	2,1	10,1
M2-M1	1,2	0,6	37,5	0,8	0,4	8,5	0,8	2,1
TXCAN	1,7	10,8	2,9	12,4	1,4	0,3	3,4	3,9
TXCHA	0,6	0,6	0,4	0,3	89,5	0,0	2,2	1,9
PIBD	2,3	0,9	1,2	0,2	7,3	18,8	0,1	10,6
PIB	0,3	0,4	0,3	0,1	1,1	4,7	58,5	39,2
États-Unis								
GNP	0,4	0,5	1,5	0,3	0,0	1,2	3,5	1,3
GNPD	14,0	0,0	18,2	6,1	0,0	19,3	0,1	8,5
TXUS	0,6	23,0	6,0	66,0	0,0	3,8	25,3	14,0
Monde								
RPOIL	0,5	7,7	0,2	5,6	0,1	0,2	0,7	0,9
RPCOM	15,0	0,7	23,2	5,1	0,0	36,8	2,5	7,3

Nota : Chaque colonne représente une variable i; chaque ligne donne l'importance relative des variables j sur la variable i. Le total de chaque colonne donne 100 %. Les calculs sont effectuées sur un horizon de huit périodes.

L'analyse du tableau soulève les remarques suivantes :

- On peut noter que la variance de la base monétaire s'explique, en grande partie, par ses propres chocs. Parmi les variables canadiennes, seuls les chocs de M1 ressortent quelque peu. Cet effet provient sans doute du processus même de constitution des réserves. Les autres chocs qui semblent jouer un rôle sont les chocs des prix américains et ceux du prix réel des denrées de base (pétrole exclu). Ces deux derniers effets ne peuvent se justifier qu'en termes d'effets indirects, passant par la balance des paiements et les réserves internationales.

- La variance de M1 est aussi tributaire de ses propres chocs. Les autres facteurs significatifs sont les taux d'intérêt (au Canada et aux États-Unis). Ces effets se prêtent très bien à l'interprétation. Pour M2-M1, l'innovation de la variable contribue pour 37,5 % des chocs, et le reste des contributions est relativement diffus. Les chocs de la base monétaire, de M1 et des taux d'intérêt dans les deux pays sont facilement interprétables. La forte contribution des prix américains et des prix des denrées de base ne peut provenir que d'effets dynamiques indirects. On peut noter ici que la variable canadienne la plus importante dans la détermination de M1 est le taux d'intérêt, alors que c'est la base monétaire qui explique une plus grande part de la variance de M2-M1. Ces résultats pourraient indiquer que les techniques de contrôle de ces deux agrégats devraient être différentes.

- Le vecteur de co-intégration que nous avons imposé dans l'estimation du modèle ressort bien dans la colonne du taux d'intérêt canadien. On y voit que les deux tiers des chocs de cette variable proviennent des taux d'intérêt américains. L'autre facteur significatif est le taux canadien lui-même.

- Le processus de promenade aléatoire du taux de change apparaît fortement dans le fait que les chocs de cette variable proviennent à près de 90 % de ses propres innovations. Les chocs des prix canadiens viennent ensuite. Cet effet apparaissait clairement (mais de manière «perverse») dans les graphiques portant sur les divers chocs.

- La variance des prix canadiens découle d'une multiplicité de sources. On voit d'abord apparaître dans la liste des variables contribuant fortement à ces innovations les chocs des prix des denrées de base (RPCOM = 36,8 %) et des prix américains (GNPD = 19,3 %). Viennent ensuite les chocs des deux composantes de M2 (M1 = 5,9 % et (M2-

M1) = 8,5 %), ce qui vient confirmer les résultats des études de la Banque, mais montre en même temps la perspective dans laquelle il faut considérer les résultats de ces études. Dans le cadre du régime de change que nous avons eu depuis 1970, une très forte proportion des changements des prix est causée par les changements des prix relatifs des denrées de base et par l'importation de l'inflation américaine. Pour le reste, la monnaie contribue à court terme aux variations de l'indice de prix, mais dans des proportions de loin inférieures.

- La variance du revenu réel canadien dépend largement de ses propres chocs. Seul le taux d'intérêt américain ressort comme autre facteur important des variations (à court terme) du PIB réel. On remarque, encore ici, que, des deux agrégats, M1 est celui qui contribue le plus à expliquer la variance du PIB réel. Sa contribution est cependant minime en proportion. Encore ici, ce résultat confirme et met en perspective les résultats des études d'indicateurs.

- Finalement, la décomposition de la variance du PIB nominal qui découle du modèle montre que les innovations de cette variable proviennent d'une multiplicité de sources : à part les innovations propres aux composantes de la variable elle-même (PIB, 39,2 % et PIBD, 10,6 %), les facteurs principaux sont le taux d'intérêt américain (14 %), M1 (10,1 %), les prix américains (8,5 %) et le prix des denrées de base (7,3 %).

Il est intéressant de noter que les résultats des études sur les indicateurs monétaires sont confirmés par notre analyse. En effet, la variance des prix s'explique par les innovations aux deux composantes de M2 (mais surtout de M2-M1). Par ailleurs, les innovations de M1 expliquent une part de la variance du PIB réel et surtout du PIB nominal, alors que M2-M1 joue un rôle plus mineur dans ces cas[30]. Les variables monétaires doivent donc jouer un rôle dans la conduite de la politique monétaire et on voit tout

[30] Par ailleurs, il est rassurant de constater que notre modèle produit un résultat qui s'apparente à la neutralité, puisque les agrégats monétaires jouent un rôle beaucoup moins important dans la détermination du revenu réel que dans celle des variables nominales.

particulièrement combien il est important de contrôler M2 si le but de la politique est bien la stabilité des prix au Canada.

Nos résultats indiquent aussi que les agrégats monétaires ne révèlent qu'une faible part de l'information relative à l'évolution des variables-objectifs du système. Ce résultat aurait tendance à confirmer la pertinence de l'utilisation de l'approche de la liste de vérification dans la conduite de la politique monétaire. Cependant, avant d'en arriver à cette conclusion, il faut souligner que les variables qui contribuent le plus aux mouvements des variables-objectifs sont des variables étrangères. En ce sens, on peut penser que l'effet mineur, au cours de la période, des agrégats monétaires sur les variables nominales est tributaire de l'importance qu'on a accordée au taux de change dans la conduite de la politique monétaire canadienne.

5. Un exercice de prévision sur la période 1988-1989

Le modèle a été estimé jusqu'au quatrième trimestre de 1987 de manière à nous permettre de juger de ses capacités prévisionnelles en dehors de l'échantillon. Nous avons procédé à cet exercice en nous plaçant dans le contexte de la conduite de la politique monétaire à court terme. Le contexte que nous avons imaginé est celui d'une politique monétaire conduite en fonction du PIB nominal comme cible intermédiaire. Nous avons donc engendré des prévisions pour cette variable un et deux trimestres à l'avance comme nous aurions pu le faire au moment où l'information sur l'ensemble des variables retardées du système est disponible (c'est-à-dire environ 60 jours après le début du trimestre). Il est à noter que nous n'avons pas fait la prévision en tenant compte de l'information relative aux variables monétaires et financières du modèle, et qui serait disponible. Les prévisions

qu'on tirerait d'un tel exercice seraient encore plus précises que celles que nous présentons ici[31].

Le Tableau 11 présente les racines des erreurs quadratiques moyennes de prévision obtenues à l'aide de l'exercice en question. Comme on peut le constater, nos prévisions se comparent très avantageusement à celles obtenues d'un modèle AR(4) ou d'un VAR qui aurait été estimé avec les mêmes variables que celles que nous avons utilisées[32]. Les REQM des prévisions un et deux trimestres à l'avance pour le PIB nominal canadien sont très semblables, quoiqu'un peu plus élevées que celles du modèle AR. En tout état de cause, elles sont significativement inférieures aux écarts-types de la variable elle-même au cours de la période d'estimation (1,18 %). Le modèle BVAR a aussi une performance prévisionnelle fort appréciable dans le cas du revenu nominal américain et il donne même de meilleurs résultats que le modèle AR pour cette courte période.

Tableau 11
Performance prévisionnelle T1 1988 - T4 1989

	PIBN		GNP	
	1	2	1	2
AR	0,45	0,91	0,32	0,70
BVAR	0,56	0,92	0,28	0,39
VAR	1,86	2,81	0,86	1,46

Nota : Les performances prévisionnelles correspondent à la REQM pour les horizons 1 et 2.

31 Pour le moment, l'incompatibilité entre la version de RATS dont nous disposons sur l'ordinateur central et celle que nous utilisions sur micro-ordinateur nous ont empêchés de mener cet exercice à terme. Nous comptons faire un tel exercice dès que nous disposerons du logiciel RATS 3.0 sur l'ordinateur central.

32 Nous avons en fait estimé le même modèle en desserrant les hyperparamètres de manière à n'imposer fortement aucune information a priori (voir note 21).

La comparaison avec les résultats de prévision du modèle VAR permet de faire ressortir clairement tout l'avantage (en termes de performance prévisionnelle) que l'on tire de l'information a priori avec le modèle BVAR. Pour les deux variables et les deux horizons, nous obtenons en effet des REQM qui sont trois fois plus faibles que les REQM correspondantes du modèle VAR.

6. Conclusion

Dans ce travail, nous nous étions donné pour but de construire un modèle parcimonieux et efficace pour la prévision des variables-objectifs de la politique monétaire canadienne. De plus, ce modèle devait nous permettre de faire ressortir le rôle-indicateur de certaines variables macroéconomiques. De multiples raisons nous ont amenés à choisir les modèles autorégressifs vectoriels bayésiens (BVAR). Cette méthode permet de composer avec le problème de l'imprécision des théories économiques relatives aux interrelations de court terme entre les variables. Dans le cadre d'un échantillon limité, elle met en présence de manière relativement souple un ensemble relativement étendu d'interrelations dynamiques.

Nous ne nous sommes cependant pas contentés d'appliquer fidèlement un modèle déjà utilisé dans un autre contexte. Nous avons pris la peine de transposer la méthodologie, tout en l'enrichissant, pour qu'elle épouse les contours du problème complexe que nous avions à régler. Notamment, nous avons incorporé dans l'estimation du modèle des a priori de co-intégration, ce qui n'avait pas été fait auparavant. De plus, nous avons exploité une nouvelle façon d'estimer des relations contemporaines entre les résidus du système dans le cas où un bloc de variables est clairement exogène par rapport au reste du système. La procédure qui en découle est opérationnelle et permet de traiter des problèmes de taille non négligeable de manière relativement parcimonieuse.

Ces innovations méthodologiques nous ont permis d'estimer un modèle macroéconomique de sept variables canadiennes de nature diverse en interrelation avec cinq variables internationales. La taille de ce modèle dépasse de beaucoup celle des modèles généralement estimés aux États-Unis avec cette méthode. Le contexte canadien ne nous laissait pas de choix à cet égard.

Les paramètres estimés du modèle ont ensuite servi à engendrer des prévisions de toutes les variables du système à l'intérieur et à l'extérieur de l'échantillon de base. Les performances prévisionnelles du modèle sont très appréciables et se comparent avantageusement à celles des modèles autorégressifs des variables du système. Pour les années 80, nos prévisions sont dans l'ensemble beaucoup plus précises que celles des modèles AR. Cette affirmation est vraie tout spécialement dans le cas de variables comme le PIB nominal et l'indice implicite des prix canadiens. Ces résultats sont particulièrement intéressants, étant donné le rôle clé respectif de ces variables comme cible intermédiaire et objectif ultime de la politique monétaire.

La qualité des performances prévisionnelles du modèle BVAR que nous avons estimé provient non seulement de la richesse des interrelations dont il a permis de tenir compte (puisqu'il est généralement supérieur aux AR) mais aussi des a priori que nous avons imposés (puisqu'un modèle VAR correspondant prédit désastreusement par rapport au BVAR). Nous avons analysé les interrelations dynamiques qui sont apparues durant l'estimation et l'identification du modèle. Dans la plupart des cas, elles sont assez facilement interprétables : les liens entre les variables monétaires, les effets du taux d'intérêt canadien sur l'ensemble des variables, les effets des variables étrangères. Certaines interactions ont cependant de quoi faire dresser les cheveux du théoricien le plus éclectique : effet négatif des prix sur M2-M1, baisse du revenu à la suite d'une dépréciation. Elles apparaissent cependant de manière suffisamment récalcitrante pour qu'il soit impossible de les rejeter

du revers de la main, surtout dans un contexte où les événements économiques récents défient les analystes les plus aguerris. Il faudra leur porter attention et essayer d'en résoudre les énigmes à l'avenir.

Quoi qu'il en soit, les résultats de notre analyse des contributions des divers chocs aux mouvements des variables-objectifs met clairement en perspective les résultats des études d'indicateurs basées sur des équations bi-variées ou multi-variées. La qualité des agrégats monétaires comme indicateurs des variables-objectifs révélée par ces études peut être le fruit de corrélations induites par l'exclusion de nombreuses interrelations qu'impose la méthodologie utilisée. Notre étude confirme que les agrégats monétaires jouent un rôle dans la détermination des prix ou de la dépense nominale. Il s'agit même des variables canadiennes les plus importantes en ce sens. Cependant, ce rôle est, du moins dans le contexte de la période échantillonnale retenue, relativement faible par rapport à celui de variables externes. Par l'exclusion de ces variables, les études d'indicateurs peuvent être trompeuses, car elles amalgament tout un ensemble d'effets dans des mesures d'agrégats monétaires.

On pourrait donc conclure que notre étude vient apporter un support à l'approche de la liste de vérification couramment utilisée par la Banque du Canada (et par d'autres banques centrales dans le monde). En fait, nos résultats nous porteraient plutôt à conclure qu'il importe surtout que la liste soit judicieuse.

Notre modèle ne constitue cependant qu'un premier pas dans la constitution de cette liste judicieuse. Plusieurs avenues s'ouvrent devant nous à la suite de cette première incursion dans l'utilisation systématique d'un modèle BVAR dans un contexte macroéconomique canadien. Nous pourrons tout d'abord, dans un avenir assez rapproché, rendre l'exercice de prévision encore plus opérationnel pour la conduite de la politique monétaire, en tenant compte de toute l'information disponible au moment de l'exercice. Les

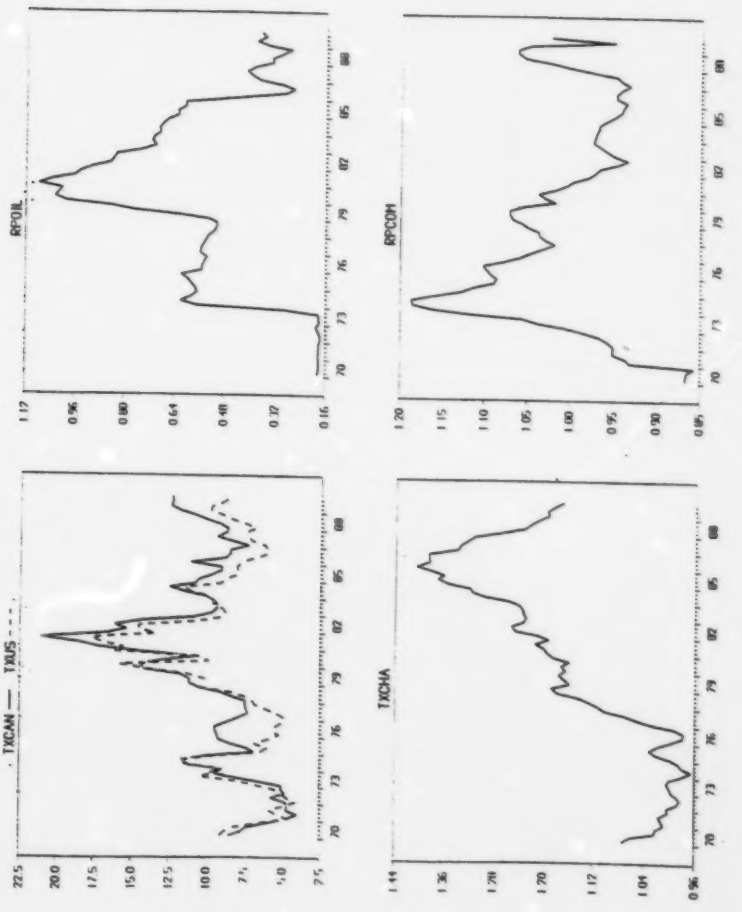
prévisions devraient être encore plus exactes qu'elles ne l'ont été dans l'exercice dont nous avons rendu compte ici.

On pourrait aussi reprendre le modèle sans décomposer la dépense nominale en revenu réel et prix. Cet exercice permettrait de constater dans quelle mesure cette décomposition influence la capacité prévisionnelle du modèle ce qui a trait à la dépense nominale. Par ailleurs, on pourra introduire un agrégat de crédit en plus des agrégats monétaires (peut-être à la place de la base monétaire, par exemple) pour en calculer les contributions.

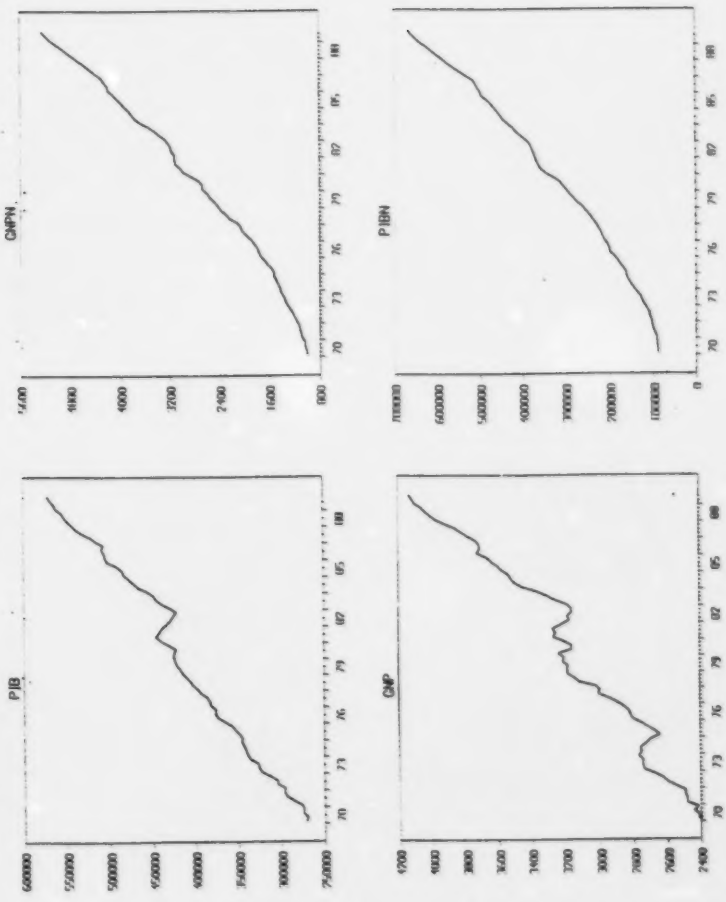
Il serait aussi intéressant d'incorporer au modèle d'autres vecteurs de co-intégration et d'autres a priori permettant de tenir compte de relations théoriques importantes. On pourrait enfin se servir de la structure par bloc du modèle pour y faire entrer les effets américains par le biais du modèle estimé par Sims (1989), ce qui permettrait de faire fonctionner deux structures parallèles et asymétriquement interdépendantes.

Annexe

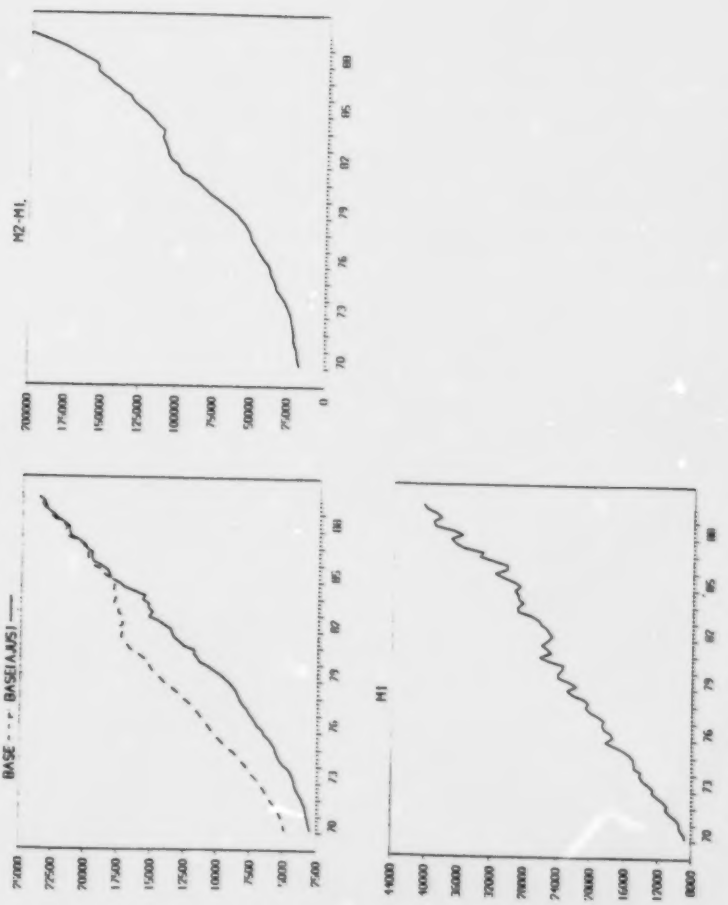
Graphique 1 : Variables considérées



Graphique 1 : Variables considérées (suite)

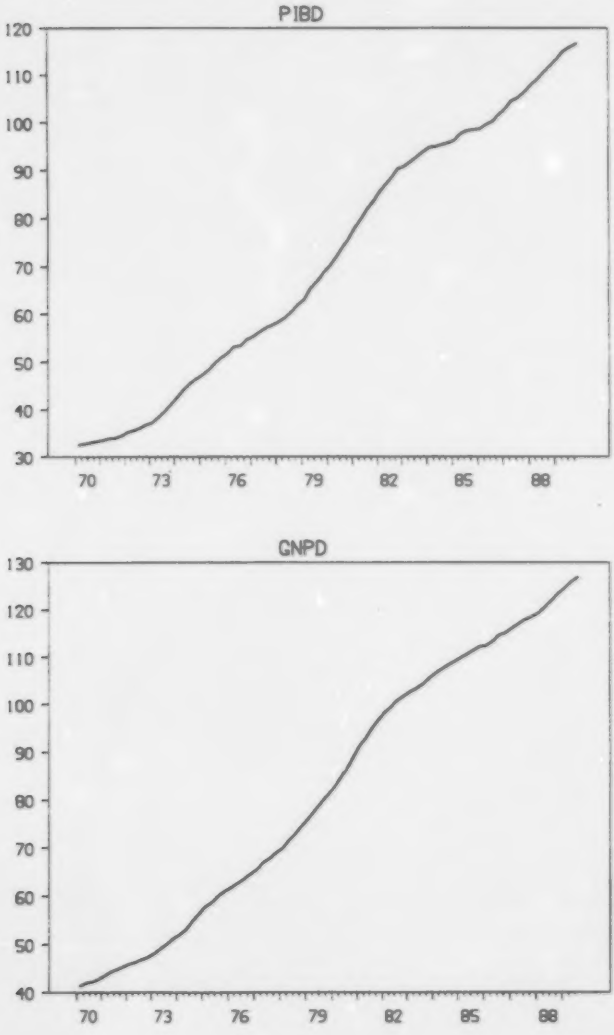


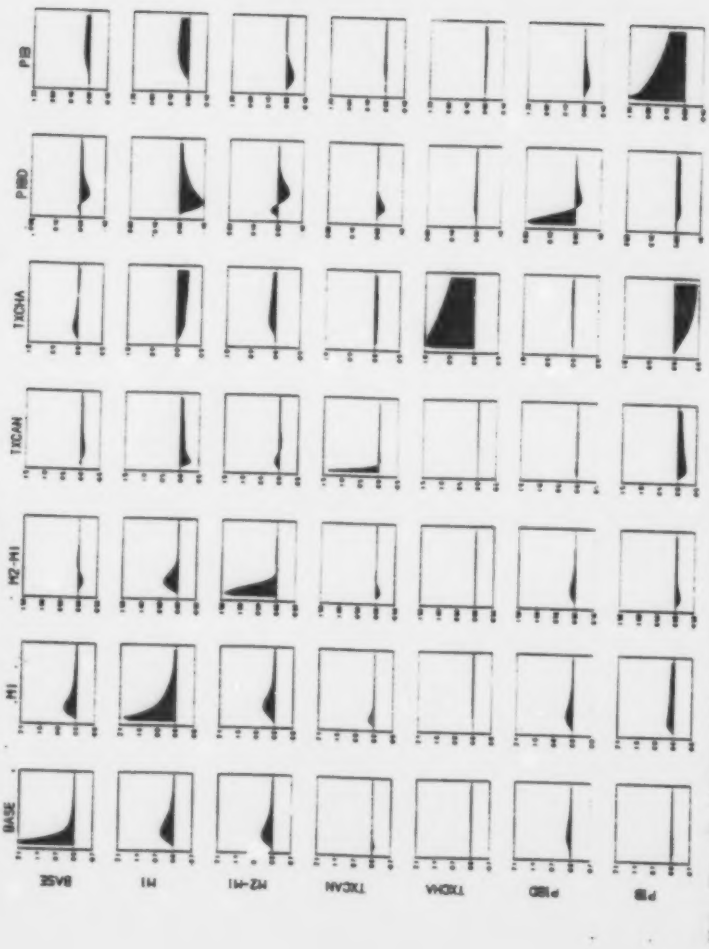
Graphique 1 : Variables considérées (suite)



Graphique 1

Variables considérées (suite)



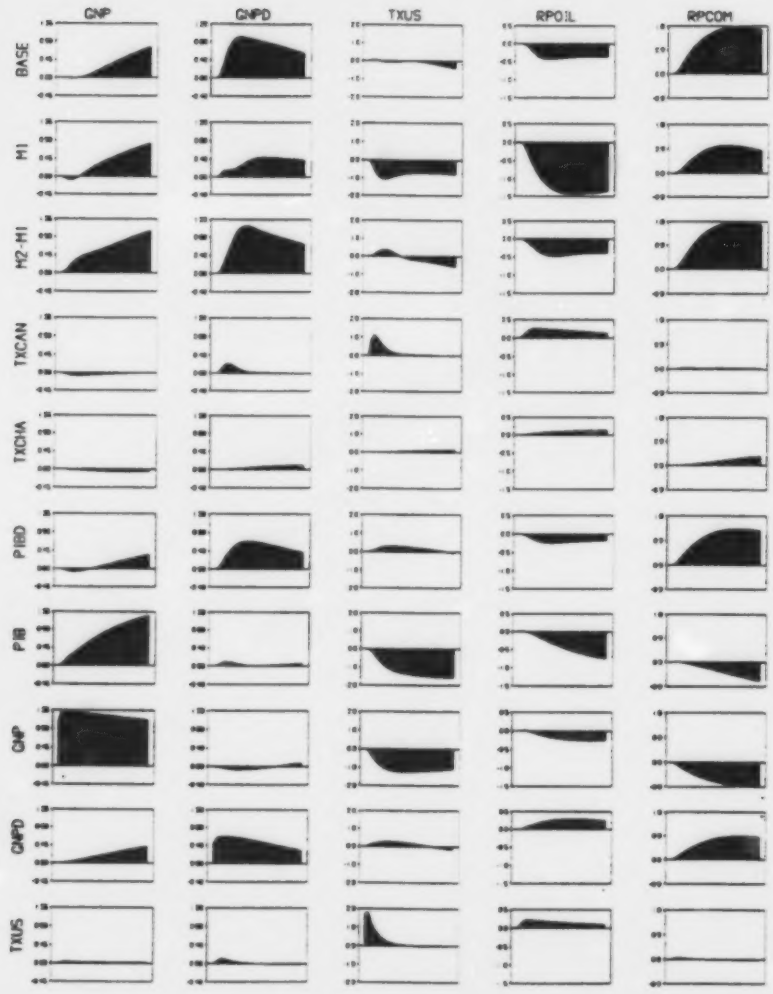


Graphique 2.1 : Impact de CHOCS u_t canadiens

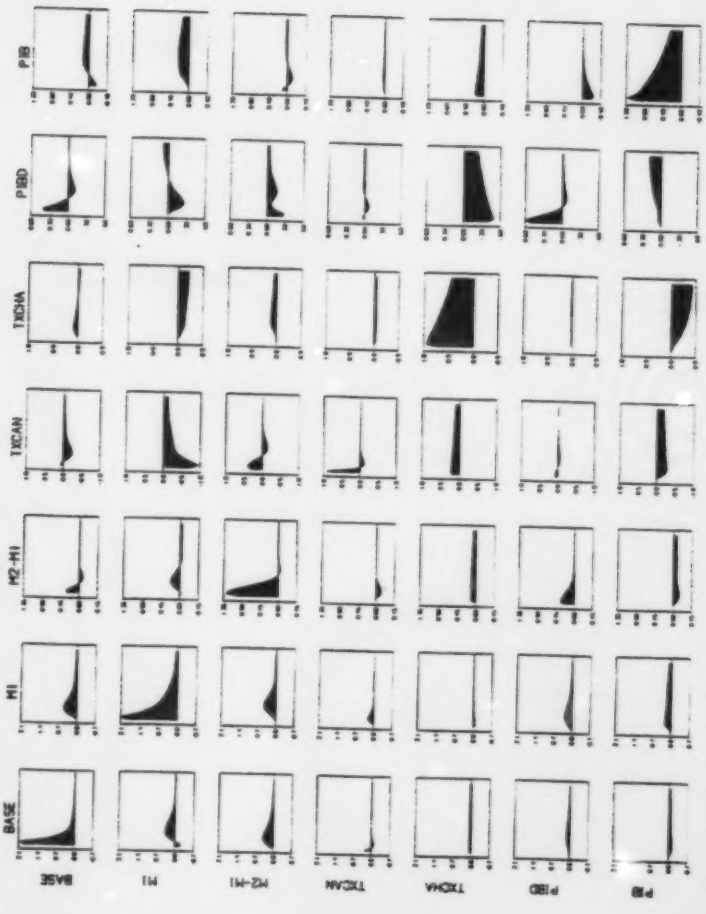
Note : Toutes les échelles verticales doivent être multipliées par 10^{-2}.

Graphique 2.2

Impact de CHOCS u_t américains



Nota : Toutes les échelles verticales doivent être multipliées par 10^{-2}.

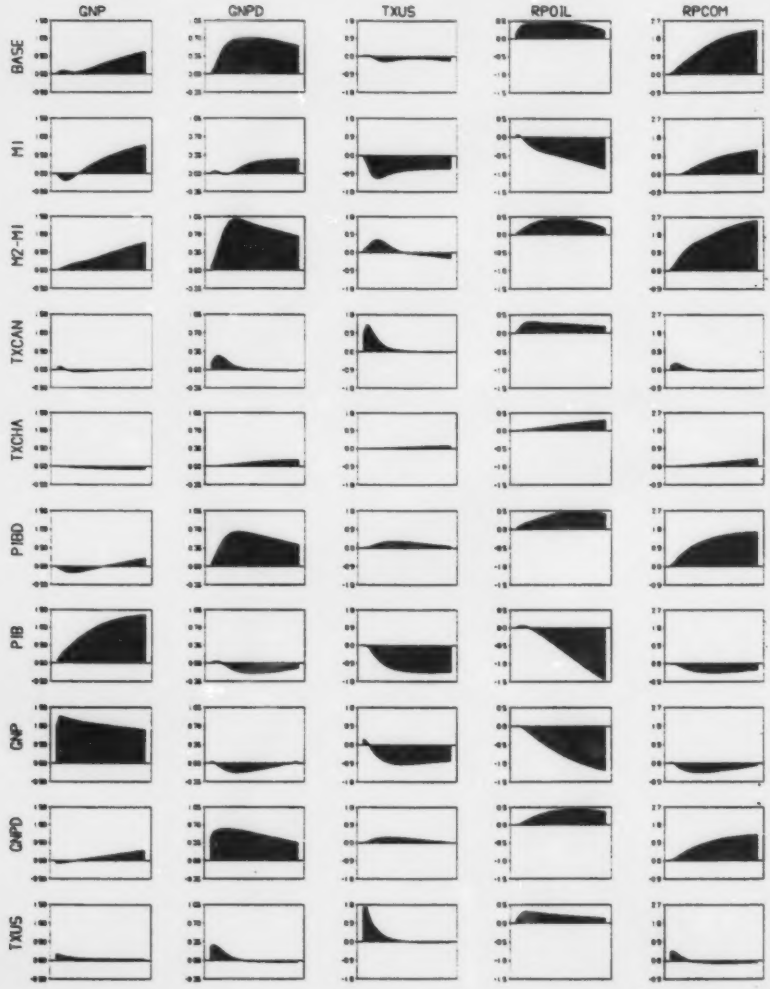


Graphique 3.1 : Impact de CHOCS e_i canadiens

Note : Toutes les échelles verticales doivent être multipliées par 10^{-2}.

Graphique 3.2

Impact de CHOCS e_t américains



Nota : Toutes les échelles verticales doivent être multipliées par 10^{-2}.

Bibliographie

Ambler, S. (1989). «Does Money Matter in Canada? Evidence from a Vector Error Correction Model», *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, pp. 651-658.

Bernanke, B. (1986). «Alternative Explanations of the Money-Income Correlation», *Real Business Cycles, Real Exchange Rates and Actual Policies*, K. Brunner et A. H. Meltzer (éd.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 25, automne, pp. 49-99.

Blanchard, O. J. (1989). «A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations», *American Economic Review*, vol. 79, pp. 1146-1164.

Burbidge, J. et A. Harrison (1985). «(Innovation) Accounting for the Impact of Fluctuations in U.S. Variables on the Canadian Economy», *Revue canadienne d'économique*, vol. 18, pp. 784-798.

Caramazza, F. (1989). «Note technique : la demande de M2 et de M2+ au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, décembre.

Caramazza, F., D. Hostland et S. Poloz (1990). «The Demand for Money and the Monetary Policy Process in Canada», *Journal of Policy Modeling*, vol. 12, été, pp. 387-426.

Crawford, A. (1989). *A Components Approach to Forecasting Private Spending*, polycopie, Banque du Canada, février.

Crow, J. (1988). «La politique monétaire à l'oeuvre au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, février.

Crow, J. (1990a). *Rapport annuel du gouverneur au ministre des Finances pour l'année 1989*, Banque du Canada, Ottawa.

Crow, J. (1990b). «Allocution prononcée par John W. Crow, gouverneur de la Banque du Canada, à la Chambre de commerce de la Rive-Sud», *Revue de la Banque du Canada*, avril.

Doan, T. (1990). *RATS 3.03 User's Manual*, VAR Econometrics, Evanston (Illinois).

Doan, T. et R. B. Litterman (1984). *RATS User's Manual*, VAR Econometrics, Evanston (Illinois).

Doan, T., R. B. Litterman et C. A. Sims (1984). «Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distribution», *Econometric Reviews*, vol. 3, pp. 1-100.

Dufour, J.-M. et R. Roy (1985). *L'échangeabilité en séries chronologiques : quelques résultats exacts sur les autocorrélations et les statistiques porte-manteau*, cahier de recherche n° 8604, dép. de sciences économiques, Université de Montréal.

Duguay, P. (1983). *Adjusted Monetary Base : An Alternative*, polycopie, Banque du Canada, octobre.

Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). «Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.

Freedman, C. et D. Longworth (1990). «Debt and Credit : Recent Canadian Developments», *North American Review of Economics and Finance*, vol. 1, pp. 33-51.

Gordon, R. J. (1988). «The Un-Natural Rate of Unemployment : An Econometric Critique of the NAIRU Hypothesis», *American Economic Review*, vol. 78, pp. 117-123.

Gordon, R. J. (1989). «Hysteresis in History : Was There Ever a Phillips Curve?», *American Economic Review*, vol. 79, pp. 220-225.

Gordon, R. J. et S. R. King (1982). «The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models», *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 205-242.

Harvey, A. C. (1981). *Time Series Models*, Halsted Press, New York.

Helwig, C. et P. Muller (1989). *Growth in Financial Aggregates and GDP : Lead/Lag Relationships*, polycopie, Banque du Canada, septembre.

Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, rapport technique n° 48, Banque du Canada.

Johnson, D. et L. Schembri (1989). *Atheoretical and Structural Approaches to Modelling Canadian-American Macroeconomic Interactions*, rapport de recherche n° 89-133, Wilfrid Laurier University, août.

Kennedy, J. (1989). *The Effect of Bayesian Priors on the Moving-Average Representation of Vector Autoregressions*, Finance and Economics Discussion Series n° 79, Federal Reserve Board, Washington (D. C.).

Kuszczak, J. et J. D. Murray (1987). *A VAR Analysis of Economic Interdependence : Canada, the United States, and the Rest of the World*, rapport technique n° 46, Banque du Canada, Ottawa.

Laidler, D. «The Legacy of the Monetarist Controversy», *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 72, mars-avril, pp. 49-64.

Litterman, R. B. (1979). *Techniques of Forecasting using Vector Autoregressions*, document de travail n° 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Litterman, R. B. (1980). *A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregression*, document de travail, M. I. T., dép. de sciences économiques.

Litterman, R. B. (1984). *Specifying Vector Autoregressions for Macroeconomic Forecasting*, Research Department Staff Report n° 92, Federal Reserve Bank of Minneapolis, mars.

Litterman, R. B. (1986). «Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years Experience», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 4, pp. 25-38.

Lucas, R. F. (1990). «The Case For Stable, But Not Zero, Inflation», *Taking Aim : The Debate on Zero Inflation*, R. C. York (éd.), C. D. Howe Institute Policy Study n° 10, pp. 65-80.

McCallum, B. (1987). «The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy : A Concrete Example», *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, vol. 73.

McNees, S. K. (1986). «Forecasting Accuracy of Alternative Techniques : A Comparison of U.S. Macroeconomic Forecasts», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 4, pp. 5-15.

McPhail, K. et F. Caramazza (1990). «La demande de M2 et M2+ au Canada : Quelques résultats récents», document de travail n° 90-3, Banque du Canada, février.

Milton, L. (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Credit Aggregates*, rapport technique n° 49, Banque du Canada.

Muller, P. (1989). *Might Financial Aggregates Still Have a Role in Policy Formulation?*, communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Québec en juin 1989.

Nelson, C. R. et C. I. Plosser (1982). «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-162.

Plosser, C. I. (1989). «Understanding Real Business Cycles», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, pp. 51-77.

Racette, D. (1989). *Canadian Monetary Policy : Is There Any Way to Manoeuver?*, actes du colloque *Facing North/Facing South : A Colloquium on Canadian-American Relations*, Western Michigan University, Kalamazoo.

Raynauld, J. (1987). «Canadian Regional Cycles and the Propagation of U.S. Economic Conditions», *Canadian Journal of Regional Science*, vol. 1011, pp. 77-89.

Raynauld, J. (1988). «Canadian Regional Cycles : The Quebec-Ontario Case Revisited», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 21, pp. 115-128.

Raynauld, J. (1989). *Time Series Analysis of Sectoral Employment Using Input-Output priors*, cahier de recherche IEA-89-14, Institut d'économie appliquée, École des Hautes Études Commerciales.

Raynauld, J. et D. Racette (1989). *Propagation of U.S. Regional Cycles to Canadian Regions : A BVAR Analysis with Trade Priors*, cahier de recherche IEA-89-13, Institut d'économie appliquée, École des Hautes Études Commerciales.

Raynauld, J. et J. G. Simonato (à paraître). «Seasonal BVAR Models : A Search Along Some Time Domain Priors», *Annals Issue of the Journal of Econometrics on Seasonality and Econometric Models*.

Sims, C. A. (1980). «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-48.

Sims, C. A. (1984). *BAYESMTH : A Program For Multivariate Bayesian Interpolation*, document de travail, University of Minnesota.

Sims, C. A. (1986). «Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, pp. 2-16.

Sims, C. A. (1989). *A Nine Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model*, document de travail n° 14, Institute for Empirical Macroeconomics, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Todd, R. M. (1984). «Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 8, automne, pp. 18-29.

Paul Boothe

Introduction

Nombre de participants ne se sont peut-être pas rendu compte qu'ils viennent de vivre une expérience religieuse peu courante. Je n'emploie pas cette expression de manière péjorative, au sens où il faut «avoir la foi» pour souscrire aux résultats qui viennent d'être présentés - encore que toute étude économétrique procède en quelque sorte de la foi. Je veux plutôt dire que le document présenté participe de l'un des rituels du «culte» de l'économétrie (pour reprendre le terme de Rick Harris) dont les manifestations sont plutôt rares. Afin de préciser ma pensée, je diviserai la modélisation économétrique en trois «rituels» :

- **La modélisation traditionnelle**

  Cette approche est enseignée presque partout, par un grand nombre d'adeptes. À partir d'un modèle théorique structurel, on établit et on estime des équations de forme réduite où n'intervient que la dynamique explicitement retenue dans le modèle structurel théorique.

- **Les modèles autorégressifs à retards échelonnés**

  Rayonnant à partir d'Oxford sous la houlette de David Hendry, cette méthode consiste à élaborer, à partir d'un modèle théorique structurel, des équations de forme réduite et des contraintes à long terme fondées sur la théorie. Les équations sont estimées à l'aide de tests effectués sur une dynamique non contrainte dont on

cherche à établir des contraintes de long terme fondées sur la théorie.

- **Les modèles autorégressifs vectoriels bayésiens**

  Cette méthode a été élaborée au Minnesota par Christopher Sims et son élève Robert Litterman. Ici, on n'emploie pas au départ un modèle structurel. On estime les équations comportant une dynamique souple, chaque variable étant habituellement exprimée en fonction de toutes les autres. Les paramètres peuvent varier dans le temps. On utilise des contraintes fondées sur des hypothèses préalables. Celles-ci sont toutefois de nature plus souple que les hypothèses habituelles de nullité des coefficients qui sont utilisées dans les deux autres méthodes. Comme nous le verrons plus loin, le document dont il est question ici fait appel à une nouvelle version, profondément modifiée, de la méthode en question.

Étude comparative des trois «rituels»

Quels sont les avantages et les inconvénients de chacune de ces méthodes, compte tenu du fait qu'elles serviront *à la fois* à la prévision et à l'analyse des politiques économiques?

- **Les modèles traditionnels**

  La méthode traditionnelle semble donner les pires résultats en matière de prévision et elle ne semble pas tellement convenir à l'analyse des politiques économiques. Pour pouvoir servir à la prévision, les modèles de ce genre ont d'habitude besoin d'être ajustés ou «*temped*» selon le jargon employé à la Banque. Ce besoin tient peut-être en partie à des erreurs de spécification de la dynamique. La procédure d'ajustement des modèles n'a pas beaucoup d'adeptes parce qu'elle est trop subjective et difficile à reproduire. Bien que limités, les résultats empiriques indiquent que, en dépit de ces ajustements, les modèles traditionnels ne peuvent produire des prévisions

plus précises que les modèles autorégressifs vectoriels bayésiens.

Les modèles traditionnels sont plus faciles à utiliser pour l'analyse des politiques économiques (*à condition* qu'ils soient correctement spécifiés), les variables exogènes et endogènes étant liées par la théorie économique. Ils s'exposent toutefois à la critique de Lucas en ce sens que les paramètres de forme réduite manquent habituellement de «profondeur» et varient quand les politiques économiques subissent des modifications appréciables.

- **Les modèles autorégressifs à retards échelonnés**

Les modèles de ce type donnent parfois de meilleurs résultats sur le plan de la prévision que les modèles traditionnels. Si la dynamique véritable est simple ou que les deux modèles présentent des erreurs de spécification, le modèle autorégressif à retards échelonnés risque de souffrir d'une «surparamétrisation» - situation qui se produit lorsqu'on essaie d'ajuster chaque petite variation des données à l'aide du grand nombre de paramètres dont on dispose. Dans un cas de prévision faisant appel à un modèle de ce type, Debra Glassman et moi-même avons comparé différents modèles de prévision du dollar canadien dans un article que nous avons rédigé en 1987 pour l'*International Journal of Forecasting*. À l'aide de données mensuelles relatives à la période 1976-1983, nous avons comparé un modèle de marche aléatoire, un modèle du type traditionnel et un modèle autorégressif à retards échelonnés fondé sur le modèle monétaire relatif au taux de change. Nous avons constaté que, sur un horizon d'un mois, les modèles se classaient dans l'ordre suivant en fonction de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) : modèle de marche aléatoire (1,45 %), modèle autorégressif (1,52 %) et modèle traditionnel (10,44 %). Avec un horizon de 12 mois, le classement était identique : modèle de marche aléatoire (4,07 %), modèle autorégressif (7,23 %) et modèle traditionnel (12,46 %). Il serait intéressant de comparer ces résultats avec les prévisions de taux de change

produites par le modèle autorégressif vectoriel bayésien de Racette et de Raynauld. Malheureusement, les périodes d'observation sont différentes.

Les modèles autorégressifs proposent également des explications théoriques des politiques économiques, du moins à long terme. La dynamique en courte période, qui ne repose pas sur des théories, peut être difficile à expliquer. Ces modèles s'exposent également à la critique de Lucas, leurs paramètres n'étant pas habituellement très stables.

- **Les modèles autorégressifs vectoriels bayésiens**

L'une des prétentions des pratiquants de ce rituel est que les modèles BVAR produisent des prévisions qui sont au moins aussi précises que celles des modèles traditionnels et que, contrairement à ces derniers, ils ne nécessitent pas l'ajustement subjectif auquel on procède généralement à la Banque et ailleurs. Cette prétention s'appuie sur les résultats obtenus par Litterman dans la prévision de données macroéconomiques aux États-Unis. Nous apprenons de Racette et de Raynauld que les prévisions BVAR sont meilleures que celles d'un modèle autorégressif AR(4) - encore que cela ne se vérifie pas dans tous les cas (par exemple, pour le taux de change). Nous ne disposons malheureusement d'aucune prévision comparable produite par un modèle traditionnel ou un modèle autorégressif à retards échelonnés.

Les modèles BVAR n'offrent pas de fondement théorique pour expliquer les effets des changements de politique. Les paramètres, qui peuvent généralement varier dans le temps, manquent de toute évidence de «profondeur» et, bien que Sims et Litterman se soient dans une certaine mesure efforcés de récupérer les paramètres structurels, on peut affirmer à juste titre, je crois, que bien des économistes (y compris l'un des manitous de ce rituel) ne sont pas encore convaincus que la chose soit possible.

Résumé

De façon générale, j'estime que les auteurs ont très bien réussi à appliquer une technique extrêmement exigeante à ce problème de prévision. Comme il ressort des observations techniques que je fais ci-après, les modèles BVAR ne sont pas faciles à reproduire, et leur élaboration et leur exploitation sont onéreuses, contrairement à ce que l'on prétend parfois au sujet des analyses antérieures fondées sur ce type de modèles. Heureusement, la Banque attache une très grande importance à la qualité des prévisions de sorte que la nature exigeante de cette méthode ne devrait pas être considérée par les économistes qui y travaillent comme un obstacle à son utilisation. À mon avis, cependant, on ne nous a pas encore apporté de preuve très convaincante de sa supériorité sur le plan de la prévision. Il ne suffit pas de montrer qu'un modèle comportant un plus grand nombre de paramètres (variables dans le temps) peut (habituellement) produire de meilleures prévisions qu'un modèle AR(4). Les auteurs seraient beaucoup plus convaincants s'ils pouvaient démontrer que leur modèle autorégressif vectoriel bayésien est supérieur aux modèles habituels de simulation simultanée utilisés à la Banque et aux modèles à retards échelonnés et à équation unique mentionnés précédemment. La Banque pourrait sans difficulté fournir des prévisions passées du modèle RDXF afin de rendre possible des comparaisons de ce genre.

Enfin, je suis beaucoup moins prêt à suivre les auteurs lorsqu'ils essaient d'isoler les «chocs structurels». Il s'agit à mon avis d'une entreprise vaine; plus précisément, on ne devrait pas essayer de justifier *ex post*, à l'aide de théories, des modèles qui ne reposent pas essentiellement sur des théories. Quoi qu'il en soit, pour reprendre une déclaration que Sims a faite à propos d'un modèle très similaire, «le problème d'élaboration de méthodes

appropriées pour l'identification du modèle non linéaire et non normal qui se pose dans l'étude semble assez complexe»[1]. (Traduction)

Quelques observations d'ordre technique

Il faut bien se rendre compte que les auteurs de ce document n'emploient pas la technique BVAR dont on se sert normalement pour produire des prévisions économiques à la Banque de réserve fédérale de Minneapolis. Dans ces modèles, après avoir choisi certaines contraintes, on estime les coefficients dont sont affectées les variables «explicatives» de chaque équation. Par contre, dans cette version-ci de la méthode, ce sont les contraintes (les hyperparamètres) elles-mêmes qui sont estimées. Comme le dit Sims (1989) :

> (Traduction)
> «Un statisticien d'obédience classique peut laisser de côté le jargon bayésien dans la description du modèle, traiter les [coefficients des variables explicatives] et les [erreurs des équations] comme des perturbations aléatoires non observées et interpréter les [hyperparamètres] comme les paramètres du modèle. De ce point de vue, notre méthode d'estimation est tout simplement la méthode du maximum de vraisemblance.»[2]

Bien entendu, l'expression «tout simplement la méthode du maximum de vraisemblance» est faible, car l'estimation est elle-même très exigeante (comme le sait quiconque s'est attaqué à l'estimation d'un modèle de maximum de vraisemblance non linéaire). Par conséquent, l'affirmation de

---

1 C. A. Sims, *A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model*, document de travail n° 14, Institute for Empirical Economics, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1989, p. 21.

2 *Ibid.*, p. 13.

la simplicité relative inhérente à la version antérieure de l'estimation du modèle BVAR n'est pas pertinente ici.

Dans le même ordre d'idées, les analystes tirant partie de la méthode BVAR soutiennent parfois que les théoriciens ne sont pas disposés à imposer des structures théoriques afin d'identifier leur modèle, étant donné qu'ils ne s'entendent guère entre eux. Il est toutefois évident dans ce cas-ci que les auteurs, en se limitant à l'estimation des hyperparamètres, imposent eux-mêmes beaucoup d'éléments structurels (d'un genre différent, il est vrai) au modèle. Cela n'est pas nécessairement inapproprié, mais il faut se rappeler que les prévisions obtenues sont alors tributaires de cette structure, comme dans le cas d'un modèle traditionnel.

Enfin, et toujours sur le plan de la structure, les adeptes des modèles traditionnels recourent parfois à une analyse de sensibilité pour évaluer la robustesse de leurs spécifications face à des changements structurels. C'est l'une des façons de régler les cas où il y a divergence de vues entre les théoriciens. À mon avis, les modèles BVAR sont parfois extrêmement sensibles à de tels changements. Il serait rassurant de savoir que les auteurs ont procédé à une certaine analyse de sensibilité pour évaluer la robustesse de leur spécification.

Commentaires

Jack Selody

L'étude de Racette et Raynauld vise à répondre à une question qui revêt une grande importance pour la conduite de la politique monétaire, à savoir si les agrégats monétaires peuvent servir pour la prévision de la dépense et des prix. Pour que des agrégats monétaires soient utiles comme cibles intermédiaires ou comme indicateurs de la politique monétaire, il faut qu'ils puissent être prévus avec précision.

Racette et Raynauld s'attaquent à la question de l'exactitude de la prédiction en élaborant un modèle autorégressif vectoriel bayésien (BVAR) relatif à l'économie canadienne. Les modèles BVAR constituent le dernier produit de l'école d'analyse économétrique, adepte de l'estimation athéorique. Les modèles BVAR sont utiles dans les situations où la théorie économique laisse à désirer, les variables économiques sont nombreuses et la période d'observation est courte. Le choix méthodologique fait par Racette et Raynauld présuppose donc que les modèles macroéconomiques actuels ne sont pas valables sur le plan théorique ou que la structure de l'économie est en transition, ou les deux. Conformément à cette ligne de pensée, Racette et Raynauld mettent à contribution une période d'observation commençant en 1970, ce qui implique que l'évolution économique observée au Canada avant cette date n'avait pas de rapport avec l'évolution observée au cours des années 70 et 80.

Les auteurs évaluent le pouvoir de prévision de leur modèle BVAR en le comparant à d'autres modèles de la même école de pensée, à savoir les modèles autorégressifs (AR) et les modèles autorégressifs vectoriels (VAR).

Le modèle BVAR est jugé supérieur parce qu'il produit systématiquement des prévisions plus précises du PIB nominal et du PIB réel, avec un et deux trimestres d'avance. De plus, le modèle BVAR présente moins de prévisions qui ne sont pas conformes à la théorie économique établie ou au bon sens. Le pouvoir de prévision supérieur du modèle BVAR est dû à la surparamétrisation des modèles AR et VAR auxquels il est comparé.

L'observation selon laquelle la monnaie n'est pas la seule variable qui «explique» les fluctuations de la dépense et des prix est importante pour la conduite de la politique monétaire. Avec le modèle BVAR, les agrégats monétaires n'expliquent que 12,2 % de la variation de la dépense et 14,4 % de celle de l'indice implicite des prix du PIB. Les autres variables interviennent pour 38 % dans le premier cas, et pour 66,9 % dans le second.

L'observation selon laquelle d'autres variables que la monnaie jouent un rôle explicatif appréciable dans les fluctuations des prix n'est pas nouvelle. Néanmoins, elle est importante puisqu'elle donne à penser que le seul fait de viser des cibles monétaires ne garantit pas les résultats souhaités au chapitre de l'inflation.

Racette et Raynauld ont atteint leur objectif, qui était de tester la capacité de prévision relative des modèles BVAR. Cependant, l'étude laisse une question importante sans réponse, à savoir si les prévisions des modèles BVAR résistent aux changements de conjoncture économique. Cette question revêt une importance particulière, étant donné la difficulté qu'il y a à concilier les conclusions des modèles BVAR avec la théorie économique ou la croyance générale. C'est aussi une question à laquelle il faut trouver réponse avant de pouvoir utiliser en toute confiance les modèles BVAR dans la conduite de la politique monétaire. Ce qui revient à dire que les économistes ne devraient pas s'accommoder trop aisément de prévisions qui vont à l'encontre de la théorie économique.

Le modèle BVAR de Racette et Raynauld semble contredire la théorie économique sur plusieurs points. L'étude elle-même révèle l'existence de profils de réaction «non conformes» qui à tout le moins méritent de plus amples recherches. Par exemple, le modèle prédit qu'un accroissement de M2 et de M1 entraînera une diminution des prix. Cette prévision est-elle fausse? Si elle est juste, quelles en sont les conséquences pour la pensée économique traditionnelle?

Les modèles BVAR sont difficiles à concilier avec la théorie économique parce qu'ils ne permettent pas de distinguer les hypothèses concurrentes. Par exemple, on constate que des chocs non anticipés sur le PIB ont des effets très persistants. On ne sait toutefois pas si cette persistance reflète un phénomène d'éviction ou si elle indique que les chocs de l'offre ont été plus fréquents que ceux de la demande pendant les années 70 et 80. La réponse à cette question est importante pour la conduite de la politique monétaire.

Le résultat selon lequel la monnaie exerce un effet temporaire sur les prix soulève aussi des questions d'interprétation, et il en est de même du résultat selon lequel les chocs liés à des variables américaines expliquent davantage les fluctuations de prix que les chocs se rapportant à des valeurs canadiennes. Ces résultats confirment à la fois la thèse que le contrôle monétaire est inefficace lorsqu'il sert à la gestion de l'inflation et celle que le contrôle monétaire est efficace lorsqu'il vise à maintenir le taux d'inflation au Canada dans le voisinage de celui des États-Unis. Là encore, il est crucial pour la politique monétaire qu'on puisse différencier entre ces hypothèses.

La capacité de prévision d'un modèle d'analyse de la politique monétaire n'est pas le seul critère d'évaluation de son utilité. Il importe aussi qu'un modèle éclaire le fonctionnement de l'économie. Prenons l'exemple selon lequel 58,5 % des chocs touchant le PIB réel et 89,5 % des chocs sur

le taux de change sont classés comme des chocs qui sont «propres» à ces variables, et non à d'autres variables du modèle. Le modèle ne donne aucun renseignement sur la cause de ces chocs. Le PIB réel et le taux de change apparaissent largement imprévisibles, mais cela ne signifie pas qu'ils évoluent indépendamment d'autres variables de l'économie. Autrement dit, prévoir l'évolution d'une variable est une chose, et expliquer pourquoi une variable se situe à un niveau donné en est une autre.

Enfin, l'étude contient un certain nombre de lacunes. Le modèle BVAR qui y est traité ne tient pas compte des variables de politique budgétaire. On s'attendrait à ce que la relation entre la monnaie, la dépense et les prix dépende de l'orientation de la politique budgétaire. De même, les salaires sont exclus du modèle. Pourtant, la vitesse à laquelle la monnaie agit sur les prix est vraisemblablement fonction du comportement et de la rigidité des salaires. Il est en outre difficile d'évaluer l'importance des facteurs qui ont été ainsi exclus du modèle, car celui-ci n'est pas doté d'une structure économique.

En conclusion, Racette et Raynauld réussissent bien à montrer qu'un modèle BVAR peut donner de meilleurs résultats que des modèles AR ou VAR lorsqu'on se sert d'agrégats monétaires pour prévoir la dépense et les prix. Cela est bon à savoir. Toutefois, l'utilité de la méthode BVAR pour la conduite de la politique monétaire reste incertaine en grande partie parce que la structure économique de ce type de modèle n'est ni explicite ni suffisamment bien comprise.

Discussion générale

D'après David Longworth, l'étude de Racette et Raynauld est d'une grande valeur et se classe parmi celles qui décrivent le mieux les phénomènes macroéconomiques au Canada au cours des vingt dernières années. À la différence de la plupart des modèles VAR qui ont été estimés, modèles qui produisent des résultats contraires à l'intuition pour de nombreux chocs, 90 % des résultats paraissent plausibles dans ce modèle-ci. Longworth signale que la description graphique des résultats constitue un excellent résumé du document. Il se demande si la sensibilité du modèle aux variables américaines est due au fait que, au cours de la période d'observation, la tenue de l'économie canadienne a généralement été analogue à celle des États-Unis. Il fait remarquer que, si la politique monétaire menée au Canada visait à l'avenir à réduire l'inflation plus rapidement ici qu'aux États-Unis, la tenue de l'économie des deux pays pourrait être très différente. Il est d'avis qu'il serait peut-être utile de modifier l'une des contraintes incorporées au modèle, en remplaçant l'hypothèse de parité des taux d'intérêt *nominaux* à long terme par une hypothèse de parité des taux *réels* à long terme.

Paul Boothe s'inscrit en faux contre l'opinion selon laquelle la valeur du modèle BVAR réside dans le fait qu'il permet ou non de donner une interprétation structurelle convenable aux résultats obtenus *ex post*. Les modèles étant conçus comme des outils de *prévision*, leur valeur par rapport aux modèles structurels est une question empirique qui doit être évaluée en fonction de la précision de leurs prévisions. Paul Boothe ajoute que les relations complexes propres aux gros modèles structurels font qu'il est difficile de donner une interprétation structurelle aux prévisions de ces derniers et que

les prévisions fondées sur des modèles structurels incorporent généralement un certain ajustement fondé sur le jugement du modélisateur. Il recommande de la prudence dans l'utilisation de modèles BVAR pour des simulations de la politique monétaire, tout en faisant remarquer que, à ce chapitre également, la fiabilité du modèle devrait être évaluée empiriquement.

Steve Poloz est d'avis qu'un grand nombre des paramètres estimés dans les modèles structurels types sont structurellement parlant des paramètres «superficiels», ce qui les exposait donc à la critique de Lucas. Il trouve attrayant que les modèles VAR et BVAR soient, selon la construction retenue, exempts du problème de simultanéité, alors que les modèles structurels, qui, sur le plan conceptuel, sont fondés sur des notions de simultanéité, n'en tiennent généralement guère compte. Il croit en outre que les paramètres des modèles VAR présentent peu de problèmes d'exploitation abusive des données («*data mining*») en comparaison des modèles structurels. Raynauld ajoute qu'une bonne estimation des modèles structurels repose sur des bases microéconomiques, telles que des modèles d'optimisation de la satisfaction des agents, qui permettent ensuite d'estimer des paramètres structurels non superficiels. En ce sens, nombre des modèles existants ne devraient pas être considérés comme véritablement structurels.

Poloz fait valoir que les modèles VAR ou BVAR et les modèles structurels ne sont pas en concurrence : les premiers produisent de bonnes prévisions un ou deux trimestres à l'avance, mais ils cessent d'être utiles sur un horizon de prévision plus long ou pour l'évaluation de l'effet de différents aspects de la politique monétaire. Il souligne que l'ajustement subjectif des prévisions fournies par les modèles structurels, auquel Boothe a fait allusion, visait principalement à modifier les prévisions pour les premiers trimestres.

Pierre Duguay, pour sa part, croit qu'il faut pouvoir donner une certaine interprétation structurelle même aux résultats des modèles

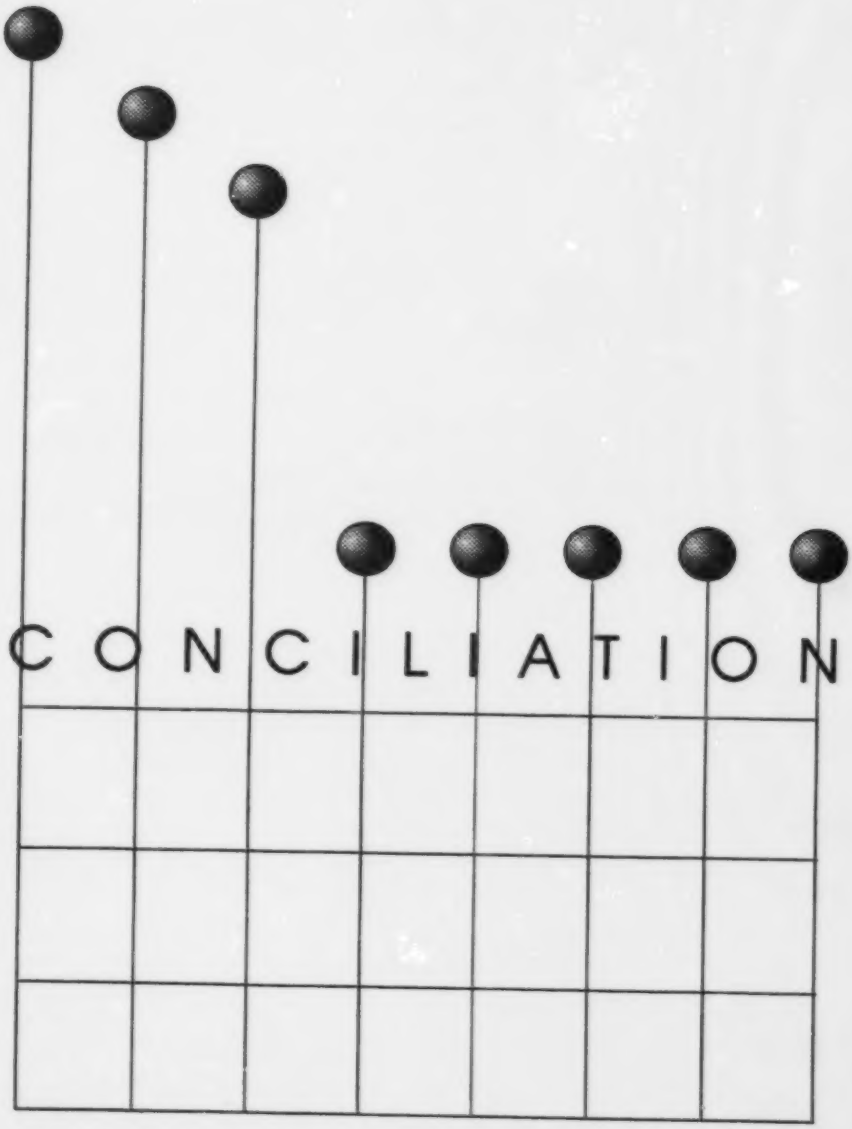
astructurels, si l'on veut que ceux-ci soient utiles à la politique monétaire. Il signale que, dans les modèles autorégressifs vectoriels, on peut définir une structure de deux manières mutuellement exclusives : en imposant des contraintes i) aux relations de long terme (comme les auteurs l'ont fait par exemple pour ce qui est de la parité des taux d'intérêt nominaux) et ii) à la matrice de covariance des chocs non anticipés. Il se demande pourquoi une contrainte d'homogénéité des prix n'a pas été incorporée au modèle en longue période. Il relève que les chocs non anticipés ressortant des diverses équations du modèle BVAR représentent une combinaison de chocs de la demande et de l'offre et que le problème d'identification qui en résulte peut expliquer l'un des résultats non conformes à l'intuition que les auteurs ont obtenus (à savoir que, lorsque le dollar canadien s'apprécie, la production augmente). Il se demande s'il est possible d'améliorer la valeur théorique et la structure du modèle en appliquant des contraintes aux «pentes» des courbes de demande et d'offre. Raynauld répond qu'il serait possible d'imposer l'homogénéité des prix au modèle, mais que, à son avis, cela n'éliminerait pas les profils de réaction aux chocs non conformes à l'intuition relevés par Duguay et Longworth. Racette ajoute que le but que Raynauld et lui visaient en faisant cette modélisation était de découvrir les propriétés dynamiques et les «faits stylisés» qui caractérisent l'économie canadienne. S'ils avaient introduit le type de restriction suggéré par Duguay, l'information fournie par leur modèle aurait tout simplement reflété les contraintes choisies.

Alain Paquet convient avec Boothe que le modèle autorégressif vectoriel bayésien en cause présente une description très utile des «faits stylisés» de l'économie canadienne sur la période d'observation et soutient qu'on peut proposer plusieurs interprétations structurelles de la corrélation existant entre le taux de change et la production signalée par Pierre Duguay qui soient compatibles avec la théorie économique.

Charles Freedman se dit frappé par l'importance des variables américaines dans le modèle. Il se demande s'il serait possible de se servir du modèle pour déterminer quelle doit être l'évolution des taux d'intérêt canadiens pour que ceux-ci parviennent à compenser les effets d'un choc d'origine étrangère sur l'inflation au Canada.

Pierre Fortin signale que, dans ce type d'analyse autorégressive vectorielle, on s'attarde souvent aux effets des variations des régimes de politique monétaire - par exemple, au Canada, on fait la distinction entre les régimes de taux de change fixe et flottant. Il note que la date du changement de régime doit être déterminée avec soin. Par exemple, le taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain, même s'il n'était pas officiellement fixé, a varié pendant de longues périodes au cours des années 50 et 60 à l'intérieur d'une bande étroite. Pierre Fortin affirme que ses propres recherches ont révélé un important changement de réaction de la part de la politique monétaire en 1974.

Fortin croit que les auteurs sont peut-être allés trop loin en affirmant que les modèles structurels habituels se sont vu imposer beaucoup plus de contraintes que leur modèle BVAR. Il fait observer que leur modèle incorpore un grand nombre de restrictions, même si ces dernières sont de nature différente et souvent plus difficiles à interpréter que les contraintes habituellement imposées aux modèles structurels. Robert Lafrance demande comment les auteurs sont parvenus au choix des contraintes qui allaient être intégrées a priori à leur modèle. Raynauld répond que ces contraintes étaient minimales et qu'elles étaient nécessaires à cause du nombre relativement important de variables qui intervenaient dans le modèle, des retards exigés et de la période étudiée. Il déclare que les restrictions imposées à leur modèle semblent être à l'origine d'une amélioration sensible des performances de ce dernier, en comparaison des modèles autorégressifs vectoriels habituels.


CONCILIATION

CONCILIATION DE LA DYNAMIQUE DES MODÈLES DE DEMANDE DE MONNAIE ET DES MODÈLES INDICATEURS

Allan Crawford

Introduction

Dans la présente étude, des modèles empiriques de demande de monnaie et des modèles indicateurs de dépense sont mis à contribution afin d'éclairer la dynamique structurelle sous-jacente de l'économie canadienne. Même si ces deux types de modèles concordent, comme nous le montrerons, sur le plan de certaines théories structurelles, ils diffèrent quant à l'enchaînement temporel entre leurs grandeurs monétaires et réelles. Par exemple, tandis que les équations de demande de M2 au Canada veulent que la croissance de la monnaie suive celle des prix et du revenu réel, les modèles indicateurs de dépense à deux variables aboutissent, quant à eux, au résultat contraire. En effet, l'insertion de la valeur passée de l'agrégat M1 réel augmente le contenu informatif d'une équation autorégressive de PIB réel, alors que l'addition de l'agrégat M2 retardé enrichit une équation autorégressive de prix.

Des études ont aussi montré que la monnaie conserve son rôle d'indicateur avancé du revenu réel et des prix lorsque les taux d'intérêt retardés sont intégrés aux équations à deux variables. Le rôle d'indicateur avancé que remplit le stock de monnaie retardé dans ces modèles indicateurs à plusieurs variables paraît inconciliable avec le postulat des modèles macroéconomiques traditionnels selon lequel l'information que contient le stock de monnaie retardé serait entièrement saisie par le revenu et les taux d'intérêt retardés. C'est pourquoi il importe de clarifier le mécanisme de transmission qui sous-tend les modèles indicateurs. Il convient également de

rechercher les causes de la dynamique monnaie-revenu que renferme l'équation de demande de M2 à retards échelonnés, la spécification de retards de forme polynomiale ne permettant pas de repérer directement les mécanismes de transmission sous-jacents des effets du revenu et des prix retardés sur la demande de monnaie.

La présente étude vise 1) à concilier sur le plan structurel les résultats contradictoires obtenus par les modèles indicateurs et les équations de demande de monnaie quant à l'enchaînement temporel entre la monnaie et le PIB et 2) à expliquer les principaux aspects de la dynamique propre à chaque modèle. Dans ce dernier cas, les résultats présentés ici indiquent que M2 s'ajuste moins rapidement aux variations du PIB réel qu'à celles des autres variables, ce qui laisse supposer que l'incidence du revenu réel retardé sur la demande contemporaine de monnaie ne peut être imputée exclusivement à l'ajustement partiel des encaisses. Il semble notamment que la demande de monnaie à long terme dépende tant des valeurs contemporaines que des valeurs retardées du revenu réel. Par conséquent, bien que cette étude vise en premier lieu à concilier les différences d'ordre chronologique qui existent entre les deux types de modèles, il importe que le processus de conciliation tienne compte des différents rythmes auxquels la demande de monnaie s'ajuste à la suite de chocs sur les prix et le revenu réel.

1. Vue d'ensemble

L'analyse de cette problématique fait appel au départ à un niveau de prix exogène afin d'éclairer les rôles respectifs du marché monétaire et de la demande de biens. À cette fin, on a recours à un modèle théorique où le revenu permanent intervient à titre de variable d'échelle dans les équations de dépense et de demande de monnaie et où il y a ajustement partiel des encaisses. Les agents économiques sont censés tirer parti de l'information qu'ils détiennent sur les niveaux antérieurs de leur revenu lorsqu'ils forment

des anticipations au sujet de leur revenu permanent. Le modèle est doté d'une autre caractéristique importante, soit une fonction de réaction de la politique monétaire qui postule que le taux d'intérêt courant est ajusté au fur et à mesure que la croissance contemporaine de la monnaie s'écarte du taux désiré à court terme. Celui-ci est fonction du stock de monnaie retardé dans l'hypothèse où la politique monétaire cherche à ajuster progressivement le stock de monnaie vers une cible à long terme.

Comme le montre l'analyse basée sur les prix fixes, le modèle théorique peut rendre compte du fait que la croissance de la monnaie est un indicateur avancé du revenu réel, alors qu'elle suit l'évolution des prix et du revenu réel dans les équations de M2. La solution du modèle pour le revenu réel d'équilibre dépend du revenu antérieur (par le jeu des effets du revenu permanent sur la consommation), des taux d'intérêt antérieurs (par leur effet retardé sur l'investissement) et du stock de monnaie retardé (par l'entremise de la fonction de réaction contemporaine). Ainsi, la fonction de réaction postulée peut justifier que le stock de monnaie retardé figure dans les modèles indicateurs qui incorporent également les valeurs passées du revenu et des taux d'intérêt[1]. Pour ce qui est de la dynamique de la demande de monnaie, le modèle théorique montre que les effets conjugués de l'ajustement partiel et du revenu permanent sont des causes possibles de l'incidence que les valeurs passées du revenu réel et des prix ont sur la demande contemporaine de monnaie et que l'ajustement est plus lent dans le cas de variations du revenu réel.

La validité empirique du travail de conciliation axé sur l'ajustement partiel et le revenu permanent est testée par l'estimation d'équations de demande de monnaie qui intègrent explicitement ces processus dynamiques. Les résultats empiriques sont conformes à ceux que l'on obtient à l'aide d'une

---

1 Le modèle montre également que le stock de monnaie retardé peut renseigner sur l'avenir s'il est corrélé avec une variable pertinente omise dans le modèle indicateur.

distribution polynomiale des retards. La quasi-totalité de l'ajustement de M2 aux variations des prix (et des taux d'intérêt) s'effectue en un an, les encaisses effectives atteignant assez rapidement les niveaux désirés. En outre, les encaisses s'ajustent moins rapidement aux variations du revenu réel, car leur ajustement vers les niveaux désirés ne dépend pas que du revenu contemporain.

D'après ces résultats, les longs retards du revenu dans les équations à retards polynomiaux peuvent être interprétés de deux manières. D'une part, il se peut que ces longs retards reflètent approximativement la composante tendancielle du revenu permanent. D'autre part, certaines données indiquent qu'une partie du revenu transitoire est détenue sous forme d'encaisses, d'où les longs retards du revenu dans l'équation de demande de monnaie. Telles sont les causes possibles des différentes vitesses d'ajustement des prix et du revenu réel dans l'équation de demande de M2 à retards échelonnés.

Dans un autre volet, l'étude examine un modèle à prix variables dans le but de déceler les effets de l'offre de biens sur la dynamique des modèles indicateurs. Le modèle à prix fixes est d'abord modifié pour englober à la fois les concepts d'anticipations rationnelles et de parfaite flexibilité des salaires et des prix. Puisque tous les agents sont à même de tenir compte de la variable de monnaie retardée entrant dans la fonction de réaction, le revenu réel d'équilibre ne dépend pas de cette variable dans le modèle à prix variables. C'est pourquoi au moins une des hypothèses sous-jacentes de rationalité des anticipations et de parfaite flexibilité des salaires et des prix doit être levée pour justifier la présence du stock de monnaie retardé dans les modèles indicateurs ayant trait à la production réelle.

L'analyse se concentre ensuite sur un modèle qui retient l'hypothèse de rationalité des anticipations, mais où l'existence d'accords salariaux échelonnés sur plusieurs périodes entrave l'ajustement du marché du travail. Comme les agents qui négocient à un moment donné ne peuvent connaître

les taux de croissance qu'enregistrera le stock de monnaie sur la durée entière de l'accord, les erreurs de prévision relatives aux prix seront fonction, dans le cas des accords négociés, du stock de monnaie retardé. Ainsi, le revenu réel est fonction des valeurs retardées du revenu, des taux d'intérêt et du stock de monnaie. En conclusion, le stock de monnaie retardé devrait être intégré aux modèles indicateurs relatifs à la production réelle, s'il y a une fonction de réaction de la politique monétaire qui dépend de la croissance antérieure de la monnaie (et si certains accords salariaux ne peuvent tenir compte de l'incidence totale de cette réaction).

La dernière partie de l'étude contient quelques suggestions au sujet des travaux qui pourraient être entrepris dans l'avenir pour élargir notre connaissance de la dynamique des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs.

2. Les modèles empiriques de demande de monnaie et les modèles indicateurs

La présente section traite des résultats empiriques obtenus à l'aide de l'équation de demande de M2 à retards polynomiaux et des modèles indicateurs de dépense. Les sections ultérieures proposent des explications théoriques de la dynamique monnaie-revenu dans ces modèles.

2.1 L'équation de demande de M2 exprimée en taux de croissance

Dans une équation de fréquence mensuelle élaborée à la Banque du Canada, le taux de croissance de l'agrégat M2 en dollars courants est spécifié comme une fonction du taux de croissance des prix, du PIB réel, des obligations d'épargne du Canada (OEC) et des variations du taux d'intérêt propre et de ses substituts. Le taux propre est le taux d'intérêt pratiqué sur les dépôts à terme de 90 jours par les banques à charte (B90), tandis que le taux du papier commercial à 90 jours (R90) représente la rémunération des

instruments financiers qui font concurrence aux dépôts bancaires. L'incidence qu'exercent sur M2 les mouvements relatifs des taux de rendement offerts par les banques à charte et d'autres institutions financières est mesurée par l'écart entre le taux des dépôts bancaires à terme de 90 jours et le taux correspondant offert par les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire (B90-F90).

La plupart des études portant sur la demande de monnaie retiennent le stock de monnaie retardé m_{t-1} comme variable explicative pour modéliser l'ajustement partiel des encaisses en courte période vers les niveaux désirés à long terme. Si m_{t-1} intervient dans des équations où les variables sont spécifiées en niveaux, la vitesse d'ajustement estimée se révèle généralement d'une lenteur peu plausible. Étant donné cette lacune manifeste, l'équation mensuelle de M2 définit ses variables sous forme de différences premières et les dynamise en intégrant des retards polynomiaux à titre de variables explicatives. L'équation usuelle de M2 comporte la valeur courante et 12 retards des taux de croissance des prix et du PIB réel, la valeur courante et 9 retards de la variation de R90 et de B90 et la valeur courante et 16 retards de la variation de l'écart B90-F90[2,3]. On suppose que la structure des retards est une fonction polynomiale du troisième ordre.

---

2 Le dernier retard de chacune des variables, à l'exception de B90-F90, est fixé à zéro. La somme des coefficients de retard des prix doit être égale à l'unité. Une variable muette (CON) est introduite dans l'équation pour tenir compte de la croissance exceptionnellement faible que M2 a connue durant la période allant de juillet 1982 à novembre 1984.

3 Seule la valeur contemporaine du taux de croissance de l'encours des obligations d'épargne du Canada intervient dans l'équation de M2, puisque l'inclusion de la valeur retardée de ce taux réduit le pouvoir explicatif de l'équation. Des travaux ont montré que les obligations d'épargne du Canada produisent un effet asymétrique sur la demande de M2 durant la période de vente (allant traditionnellement de la fin octobre à novembre) et la période d'encaissement (répartie sur le reste de l'année). Cette asymétrie est modélisée à l'aide de la variable OEC pour la période d'encaissement et à l'aide de variables distinctes OEC-nov et OEC-déc pour les mois (novembre et décembre) voisins de la période de vente traditionnelle.

Le Tableau 1 présente les estimations de l'équation de demande de M2 pour la période allant de janvier 1970 à décembre 1987. Dans la spécification habituelle (colonne 1), qui comporte une structure de 12 retards pour les prix (PGDP) et le PIB réel (UGDP), l'élasticité à long terme de M2 au PIB réel est de 0,432. Les variables de taux d'intérêt et d'obligations d'épargne du Canada sont affectées des signes attendus même si le coefficient de la variable OEC n'est pas significativement différent de zéro durant la période d'encaissement.

Afin d'étudier la sensibilité des résultats à des modifications de la spécification des prix et du PIB réel, la longueur des retards pour ces deux variables est portée à 15 et 18 mois aux colonnes 2 et 3 respectivement. L'allongement des retards a surtout pour effet d'accroître l'élasticité à long terme de M2 au PIB réel, d'abaisser le terme constant[4] et d'améliorer légèrement le pouvoir explicatif de l'équation, sans modifier de façon notable les coefficients des autres variables. Les estimations des paramètres du PIB réel et le terme constant varient dans des proportions analogues lorsque la longueur du retard passe de 12 à 15, puis de 15 à 18 mois.

Les coefficients des retards du PIB réel et des prix dans les modèles comportant des retards de 12 et de 18 mois sont présentés au Tableau 2. Dans le modèle doté de 18 retards, les coefficients des prix diminuent comme une fonction monotone, alors que ceux du PIB réel baissent jusqu'à t-7, puis augmentent de t-8 à t-14 pour ensuite tomber à zéro. Il convient aussi de noter que l'agrégat M2 s'ajuste plus rapidement aux variations des prix qu'à celles du PIB réel. Dans le modèle doté de 18 retards, 96 % de l'ajustement aux prix, contre seulement 74 % de l'ajustement au revenu réel, s'effectue en l'espace d'une année.

---

[4] Lorsque nous prolongeons les retards au-delà de 18 mois, ces effets sont en partie annulés, mais l'écart-type de la régression (ETR) et la valeur de $\bar{R}^2$ se détériorent.

Le Tableau 3 reproduit les estimations de l'équation de demande de M2 lorsque le dernier retard échelonné du PIB réel n'est pas fixé à zéro (à l'inverse du Tableau 1). Lorsqu'on allonge les retards du PIB réel et des prix, on obtient des résultats analogues à ceux du Tableau 1. Même si l'allongement du retard maximum de 12 à 18 mois ne provoque qu'une légère amélioration de la valeur de $\bar{R}^2$ et de l'écart-type de la régression (ETR), il a pour effet d'accroître l'élasticité du PIB réel et d'abaisser le terme constant. Au Tableau 3, par opposition au Tableau 1, les modifications que subissent les estimations paramétriques surviennent en majeure partie lorsqu'on passe de 12 à 15 retards. Toutefois, les vitesses d'ajustement aux variations des prix et du PIB réel sont comparables aux résultats présentés au Tableau 1. Le Tableau 4, où le modèle comporte 18 retards, fait ressortir que 96 % de l'ajustement aux prix a lieu en une année, contre seulement 78 % de l'ajustement au PIB réel.

En résumé, l'analyse des équations de demande de monnaie à retards polynomiaux entreprise dans la présente étude ne permet pas de conclure nettement en faveur de l'équation usuelle de demande de M2 où interviennent des retards de 12 mois tant pour les prix que pour le revenu réel. Le pouvoir explicatif et l'écart-type de la régression de l'équation ne changent presque pas lorsque la longueur du retard dépasse 12 mois.

Néanmoins, deux résultats utiles ressortent des comparaisons entre les deux types de modèles. Premièrement, étant donné que l'élasticité à long terme au PIB réel s'accroît quand le retard s'allonge au-delà d'un an, la période d'ajustement aux variations du revenu réel peut se révéler plus longue que ce que prévoit l'équation usuelle de demande de M2. Comme le terme constant diminue lorsque le retard maximal passe de 12 à 18 mois, le terme constant de l'équation usuelle peut refléter en partie l'incidence que la croissance enregistrée par le revenu réel plus de 12 mois auparavant exerce sur la demande de monnaie. Deuxièmement, l'ajustement de M2 aux

Tableau 1
Équation de demande de M2
(Janvier 1970-décembre 1987)*

	(1)	(2)	(3)
Constante	0,0033	0,0030	0,0027
	(7,08)	(5,84)	(4,83)
PGDP	1,0	1,0	1,0
UGDP(12)	0,432		
	(3,36)		
UGDP(15)		0,510	
		(3,53)	
UGDP(18)			0,585
			(3,65)
R90	-0,009	-0,007	-0,006
	(1,97)	(1,52)	(1,39)
B90	0,008	0,006	0,006
	(1,70)	(1,25)	(1,17)
B90-F90	0,031	0,033	0,033
	(2,85)	(3,03)	(3,04)
OEC	-0,005	-0,001	0,002
	(0,14)	(0,04)	(0,06)
OEC-nov	-0,143	-0,143	-0,142
	(15,13)	(15,13)	(15,00)
OEC-déc	-0,072	-0,070	-0,069
	(3,74)	(3,68)	(3,60)
CON	-0,0029	-0,0028	-0,0026
	(3,72)	(3,45)	(3,15)
$\bar{R}^2$	0,704	0,705	0,706
ETR	0,00349	0,00349	0,00348
DW	2,05	2,06	2,07

* La dernière valeur d'UGDP est fixée à zéro.

Tableau 2
Coefficients de retard du PIB réel et des prix
(Janvier 1970-décembre 1987)

	PIB réel		Prix	
	12 retards (1)	18 retards (2)	12 retards (3)	18 retards (4)
Somme	0,432	0,585	1,0	1,0
t	0,110	0,125	0,100	0,151
t-1	0,082	0,089	0,123	0,135
t-2	0,060	0,061	0,133	0,120
t-3	0,044	0,040	0,134	0,106
t-4	0,033	0,025	0,126	0,093
t-5	0,025	0,015	0,112	0,080
t-6	0,020	0,010	0,094	0,069
t-7	0,016	0,008	0,073	0,058
t-8	0,014	0,009	0,052	0,048
t-9	0,012	0,012	0,032	0,039
t-10	0,010	0,017	0,016	0,031
t-11	0,006	0,021	0,004	0,024
t-12	0,000	0,026	0,000	0,018
t-13		0,029		0,012
t-14		0,030		0,008
t-15		0,029		0,004
t-16		0,024		0,002
t-17		0,014		0,001
t-18		0,000		0,000

Tableau 3
Équation de demande de M2
(Janvier 1970-décembre 1987)*

	(1)	(2)	(3)
Constante	0,0032	0,0029	0,0029
	(6,52)	(5,39)	(4,79)
PGDP	1,0	1,0	1,0
UGDP(12)	0,454		
	(3,28)		
UGDP(15)		0,531	
		(3,46)	
UGDP(18)			0,543
			(3,18)
R90	-0,010	-0,007	-0,006
	(2,18)	(1,50)	(1,27)
B90	0,010	0,006	0,005
	(1,78)	(1,24)	(1,05)
B90-F90	0,012	0,033	0,035
	(1,48)	(3,02)	(3,12)
OEC	-0,002	-0,001	0,001
	(0,06)	(0,03)	(0,02)
OEC-nov	-0,143	-0,142	-0,143
	(14,50)	(14,93)	(14,92)
OEC-déc	-0,065	-0,071	-0,070
	(3,31)	(3,69)	(3,64)
CON	-0,0033	-0,0027	-0,0027
	(4,16)	(3,34)	(3,21)
$\bar{R}^2$	0,693	0,704	0,706
ETR	0,00356	0,00349	0,00348
DW	2,00	2,07	2,08

* Aucune contrainte n'a été imposée à la dernière valeur d'UGDP.

Tableau 4
Coefficients de retard du PIB réel et des prix*
(Janvier 1970-décembre 1987)

	PIB réel		Prix	
	12 retards (1)	18 retards (2)	12 retards (3)	18 retards (4)
Somme	0,454	0,543	1,0	1,0
t	0,111	0,130	0,138	0,152
t-1	0,085	0,089	0,142	0,136
t-2	0,065	0,057	0,140	0,121
t-3	0,049	0,035	0,131	0,106
t-4	0,036	0,019	0,118	0,093
t-5	0,028	0,010	0,101	0,080
t-6	0,021	0,006	0,082	0,069
t-7	0,017	0,006	0,062	0,058
t-8	0,014	0,010	0,043	0,048
t-9	0,012	0,015	0,026	0,039
t-10	0,009	0,021	0,013	0,031
t-11	0,006	0,027	0,003	0,024
t-12	0,002	0,032	0,000	0,018
t-13		0,035		0,012
t-14		0,033		0,008
t-15		0,028		0,004
t-16		0,017		0,002
t-17		-0,001		-
t-18		-0,027		0,000

* Aucune contrainte n'a été imposée à la dernière valeur d'UGDP.

variations de prix, à l'inverse du PIB réel, s'effectue presque entièrement en l'espace de 12 mois. Ainsi, même si l'effet des prix retardés sur les encaisses contemporaines pouvait s'expliquer par l'ajustement partiel, le fait que les retards soient sensiblement plus longs dans le cas du PIB réel que dans celui des prix donne à penser que la dynamique de la demande de monnaie est aussi influencée par quelque autre facteur (lié aux retards du revenu réel) que l'ajustement partiel. Les explications théoriques des résultats obtenus au moyen des équations à retards polynomiaux seront analysées à la section 3.

2.2 Les modèles indicateurs de la dépense

Les modèles indicateurs à deux variables définissent le taux de croissance de la dépense réelle ou des prix en fonction de la variable dépendante retardée et des taux de croissance contemporain et retardé de la monnaie[5]. La longueur optimale des retards des variables explicatives est déterminée séquentiellement au moyen du critère de l'erreur de prédiction finale (EPF)[6].

Cette méthode permet d'établir si la monnaie est un indicateur avancé de l'activité économique, mais comme les liens entre les variables réelles et financières ne sont pas définis à l'aide d'un modèle structurel explicite, les causes de leur dynamique restent nébuleuses. Après une analyse de l'information que renferme la monnaie, la présente section se termine par quelques courtes observations sur la question de savoir si les agrégats du crédit accroissent le contenu informatif des modèles monétaires.

---

5 Les modèles à plusieurs variables comportent aussi d'autres variables relatives au marché financier, telles que les taux d'intérêt, le taux de change et l'indice des cours de la Bourse de Toronto.

6 La longueur optimale du retard de la variable dépendante est spécifiée avant l'ajout d'un agrégat monétaire.

2.2.1 Les modèles indicateurs monétaires

Les modèles indicateurs monétaires les mieux adaptés pour formaliser les composantes de la dépense et du PIB global sont énumérés dans un tableau placé en annexe[7]. Les plus longs retards de la monnaie surviennent dans les modèles de consommation réelle (valeur courante plus cinq retards trimestriels) et dans ceux portant sur la construction de logements en termes réels (valeur courante plus six retards). Dans les modèles où ne figure pas le stock de monnaie contemporain, c'est l'agrégat M1 en termes réels qui éclaire le plus le comportement de la consommation réelle, alors que, pour ce qui est des investissements réels des entreprises et de la construction de logements en termes réels, la préférence va respectivement aux agrégats M2+ et M2 en termes réels. Les agrégats au sens large M2 et M2+ sont les meilleurs indicateurs avancés des indices implicites des prix à la consommation et des investissements des entreprises.

Les modèles indicateurs de PIB révèlent que ce sont les agrégats M1, M1 réel et M2, tous retardés de deux périodes, qui contiennent le plus d'information sur l'évolution future du PIB nominal, du PIB réel et de l'indice implicite des prix respectivement. Il convient de signaler un résultat intéressant, à savoir qu'un même agrégat n'est pas simultanément le meilleur indicateur avancé du PIB réel et des prix. Signalons aussi les incohérences constatées entre les modèles indicateurs de PIB global et de différentes composantes de la dépense. Bien que les agrégats au sens large (M2 ou M2+) renferment généralement plus d'information sur l'évolution future des prix, la supériorité de l'agrégat M1 réel en tant qu'indicateur avancé du PIB réel ne se confirme que dans le cas de la consommation réelle. Les incohérences sont encore plus prononcées dans le cas des modèles de dépense

---

[7] Dans le cas des modèles formalisant les composantes de la dépense, la période d'estimation va du 1er trimestre de 1971 au 4e trimestre de 1985. Quant aux modèles de PIB, ils sont analysés dans Muller (1989).

nominale. Si l'agrégat au sens étroit M1 est le meilleur indicateur du PIB nominal, c'est l'agrégat au sens large M2+ qui joue ce rôle pour deux des trois composantes de la dépense nominale (y compris la consommation, la composante la plus importante).

Enfin, le tableau placé en annexe fait ressortir que le stock de monnaie contemporain fournit peu d'information sur les indices implicites de prix des différentes composantes de la dépense, mais qu'il permet de mieux expliquer l'évolution de la consommation réelle et des investissements réels des entreprises.

2.2.2 Les modèles indicateurs à plusieurs variables

Le tableau reproduit en annexe présente les modèles indicateurs relatifs aux différentes composantes de la dépense qui s'avèrent les meilleurs (selon les tests de Fisher) lorsque la monnaie, le crédit, l'indice des cours de la Bourse de Toronto, le taux du papier commercial à 90 jours (R90) et le taux de change sont inclus dans la liste des variables explicatives[8]. Le plus important changement qui touche la consommation tient au fait que la valeur courante et deux valeurs retardées de l'ensemble du crédit réel aux ménages englobent désormais toute l'information que renferme le meilleur modèle monétaire de consommation réelle. Un bon nombre des meilleurs modèles formalisant l'investissement des entreprises et la construction de logements incorporent également des agrégats du crédit. Dans la plupart, l'hypothèse que la somme des coefficients du crédit est nulle ne peut être invalidée par un test du rapport des vraisemblances. Ainsi, tant la monnaie que le crédit peuvent servir d'indicateurs avancés des prix et de la dépense réelle, bien que la somme nulle obtenue dans le cas des coefficients du crédit laisse supposer

---

[8] Muller (1989) analyse l'importance du crédit en tant qu'indicateur avancé du PIB global.

que les mécanismes de transmission ne sont pas les mêmes pour la monnaie et le crédit.

On a vu, dans la présente section, que les variations du revenu précèdent celles de la monnaie dans les équations de demande de M2, à l'inverse de ce qui se produit dans les modèles indicateurs ayant trait à la dépense. Plusieurs incohérences y ont également été relevées entre les modèles indicateurs de PIB et ceux de diverses catégories de dépense. En particulier, l'agrégat M1 en termes réels est le meilleur indicateur avancé de la dépense globale en termes réels, tandis que les meilleurs indicateurs avancés de l'investissement réel et de la construction de logements en termes réels sont les agrégats au sens large M2+ réel et M2 réel respectivement. La section 3 analyse les hypothèses avancées pour expliquer la dynamique observée de l'équation de demande de monnaie, alors que les sections 5 et 6 tentent d'expliquer pourquoi la monnaie sert d'indicateur avancé de la dépense courante.

3. La dynamique monnaie-revenu dans l'équation de demande de monnaie

La présente section montre que la dynamique des équations de demande de M2 à retards polynomiaux (dont il a été question à la section 2) peut être représentée par un modèle théorique où interviennent à la fois le revenu permanent et un ajustement partiel à court terme des encaisses. Dans un premier temps, on isole l'incidence distincte de l'ajustement partiel en obligeant la demande de monnaie désirée à dépendre du revenu courant (par opposition au revenu permanent).

3.1 L'ajustement partiel

Dans l'équation 1, la demande désirée à long terme d'encaisses m_t^* est fonction du niveau des prix p_t, du revenu réel courant y_t et du taux

d'intérêt r_t. L'élasticité-prix des encaisses en longue période est fixée à 1. Les variables étant exprimées en logarithmes, on a

$$m_t^* = p_t + m_1 y_t + m_2 r_t \qquad m_1>0,\ m_2<0 \qquad (1)$$

Si, en raison de coûts d'ajustement, les encaisses sont amenées à se rapprocher graduellement de leurs niveaux désirés à long terme, la quantité de monnaie effectivement détenue dans la période contemporaine m_t est une moyenne pondérée du niveau atteint dans la période précédente et du niveau désiré à la période t[9]. Le paramètre δ mesure le degré d'inertie qui caractérise l'ajustement des avoirs monétaires. Ainsi,

$$m_t = \delta\, m_{t-1} + (1 - \delta)\, m_t^* \qquad 0 < \delta < 1 \qquad (2)$$

L'équation 2, que l'on rencontre dans un grand nombre de travaux empiriques, modélise l'ajustement partiel au moyen d'une variable dépendante retardée. L'autre méthode, qui consiste à formaliser la demande de monnaie à court terme en spécifiant une structure de retards de forme polynomiale, peut être appliquée en réaménageant l'équation 2. Après qu'on a effectué des substitutions successives du stock de monnaie retardé, il est possible de définir les encaisses contemporaines comme une moyenne pondérée des niveaux courant et passés des encaisses désirées, les poids diminuant selon

---

[9] La fonction de demande de monnaie à court terme donnée par l'équation 2 peut être considérée comme la solution optimale lorsque les variations des encaisses sont sujettes à des coûts d'ajustement formalisés par une équation quadratique.

une progression géométrique pour les périodes les plus éloignées. L'équation ainsi obtenue se lit comme suit :

$$m_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i (1-\delta)\, m_{t-i}^{*} \qquad (3)$$

où $m_{t-i}^{*} = p_{t-i} + m_1 y_{t-i} + m_2 r_{t-i}$

L'équation 3 spécifie qu'en cas d'ajustement partiel à court terme des encaisses, la demande de monnaie contemporaine est influencée par les valeurs courantes et retardées des prix et du revenu réel. De l'équation 3 découle

$$dm_t/dy_t = (1-\delta)\, m_1$$
$$dm_t/dy_{t-i} = \delta^i (1-\delta)\, m_1 \qquad i = 1, 2,... \qquad (4.1)$$

$$dm_t/dp_t = (1-\delta)$$
$$dm_t/dp_{t-i} = \delta^i (1-\delta) \qquad i = 1, 2,... \qquad (4.2)$$

Dans l'équation 4, les coefficients de retard de l'ensemble des variables décroissent comme une fonction monotone à mesure que s'accroît la longueur i du retard. L'équation 4 implique également que la vitesse d'ajustement est identique pour les chocs sur le revenu réel et sur les prix. Ces résultats d'un modèle théorique d'ajustement partiel contrastent avec plusieurs propriétés de l'équation de demande de M2 à retards polynomiaux décrite à la section 2. Plus exactement, les coefficients de retard du PIB réel ne diminuent pas comme une fonction monotone dans l'équation de demande de M2, et les encaisses s'ajustent plus rapidement aux variations des prix qu'à celles de la production réelle. Il est possible d'expliquer ces caractéristiques des équations à retards polynomiaux à l'aide d'un modèle théorique dont

l'équation de demande de monnaie intègre à la fois l'ajustement partiel et le revenu permanent.

3.2 Le revenu permanent

On obtient une explication plus satisfaisante de la dynamique induite par les retards polynomiaux en examinant le rôle que joue la variable d'échelle dans l'équation de demande de monnaie. Si la variable d'échelle est une approximation des transactions désirées et que la dépense désirée est liée au revenu permanent y^p, ce dernier, plutôt que le revenu courant, doit servir de déterminant de la demande de monnaie désirée. Analysons maintenant les conséquences d'un tel choix.

Le revenu permanent est calculé à l'aide de la valeur présente du revenu réel courant et du revenu réel futur anticipé. Spécifié sur un horizon infini, le revenu permanent se définit comme suit :

$$y^p_t = r \sum_{s=0}^{\infty} {}_t y_{t+s}/(1 + r)^s \qquad (5)$$

où r est le taux d'actualisation, et ${}_t y_{t+s}$ l'espérance mathématique en t du revenu en t+s. Pour calculer le revenu futur anticipé dans l'équation 5, il faut expliciter le mode de formation des anticipations. S'inspirant d'études où la question de la consommation est abordée sous l'angle des anticipations rationnelles et du revenu permanent, on postule que les agents économiques croient que la création du revenu suit un processus autorégressif stochastique d'ordre n+1 :

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ldots + \alpha_{n+1} y_{t-n-1} + v_t \qquad (6)$$

Il y a tout lieu de croire que les agents tiennent compte, dans l'évaluation de leur revenu futur, d'un ensemble d'informations plus large que

la seule variable y retardée[10]. Par exemple, les modèles indicateurs de dépense montrent que le stock de monnaie retardé renferme aussi d'utiles renseignements sur le sentier futur du revenu. On peut supposer que le terme v_t de l'équation 6 incorpore ces renseignements additionnels de même qu'une perturbation aléatoire.

Si le revenu est donné par l'équation 6, il est facile de démontrer que les anticipations rationnelles au sujet du revenu futur dépendent du revenu courant et de n retards du revenu. Par conséquent, si les agents forment des anticipations rationnelles au sujet du revenu futur sur la base de l'équation 6, le revenu permanent est une fonction des valeurs courante et retardée du revenu[11], soit :

$$y^P_t = y^P(y_t, y_{t-1}, \cdots, y_{t-n}) \tag{7}$$

Une propriété fondamentale de l'équation 7 est que le revenu permanent peut être modélisé comme une fonction du revenu passé même si c'est un concept tourné vers l'avenir.

Si l'équation de définition du revenu (6) est un processus autorégressif du second ordre, on peut démontrer que le revenu permanent est fonction du revenu de la période en cours et de la période précédente, des paramètres de l'équation autorégressive et du taux d'escompte. De sorte que :

$$y^P_t = r\ \{(1 + r)^2 y_t + \alpha_2 (1 + r)\, y_{t-1}\}/w \tag{8}$$

---

[10] Dans les études qu'ils consacrent à la consommation, Blinder (1981) et Flavin (1981) ont recours à un processus autorégressif pour estimer le revenu permanent. Flavin (1985) utilise aux mêmes fins un système d'équations à deux variables, à savoir le revenu et le chômage.

[11] Si les agents anticipent le revenu futur à l'aide d'un modèle indicateur où figurent les variables retardées y et m, l'équation de revenu permanent (7) sera aussi fonction du stock de monnaie retardé.

où $w = (1 + r)(1 + r - \alpha_1) - \alpha_2$

Si l'on suppose un ajustement partiel des encaisses et que la demande désirée à long terme est fonction du revenu permanent défini dans l'équation 8, la demande de monnaie à court terme est donnée par l'équation suivante :

$$m_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i(1-\delta)\, m_{t-i}^{*} \qquad (9)$$

où $m_{t-i}^{*} = p_{t-i} + m_1\{r(1+r)^2/w\}y_{t-i} + m_1\{\alpha_2 r(1+r)/w\}y_{t-i-1} + m_2 r_{t-i}$

Dans ce modèle axé sur l'ajustement partiel et le revenu permanent, les incidences exercées sur les encaisses par les valeurs courantes et les valeurs retardées d'une période du revenu réel, des prix et des taux d'intérêt sont décrites comme suit :

$$dm_t/dy_t = (1-\delta)m_1 r(1+r)^2/w$$
$$dm_t/dy_{t-1} = (1-\delta)m_1 r(1+r)(\alpha_2 + \delta(1+r))/w \qquad (10.1)$$

$$dm_t/dp_t = (1-\delta)$$
$$dm_t/dp_{t-1} = \delta(1-\delta) \qquad (10.2)$$

$$dm_t/dr_t = (1-\delta)m_2$$
$$dm_t/dr_{t-1} = \delta(1-\delta)m_2 \qquad (10.3)$$

Le système d'équations 10 montre que les valeurs retardées de l'ensemble des variables explicatives influent sur la demande contemporaine de monnaie si les coûts d'ajustement entraînent un ajustement graduel des encaisses observées vers les niveaux désirés à long terme. Si la demande de monnaie à long terme ne dépend que du revenu courant, la vitesse d'ajustement des encaisses aura une valeur identique $(1 - \delta)$, peu importe laquelle des variables explicatives est soumise au choc. Toutefois, si la demande de monnaie à long terme est fonction du revenu permanent, les vitesses d'ajustement varieront selon que le choc est appliqué aux prix ou au revenu réel. Cette différence entre les vitesses d'ajustement s'observe dans les équations à retards polynomiaux estimées dont il est question à la section 2.

4. Modèles empiriques de demande de monnaie et différentes spécifications du revenu permanent

L'analyse effectuée ci-dessus fait ressortir que la dynamique monnaie-revenu de l'équation à retards polynomiaux est conforme à un schéma théorique où le revenu permanent et le processus d'ajustement partiel influent tous deux sur la demande de monnaie. La validité de ce schéma, selon lequel les modifications du revenu précèdent celles du stock de monnaie dans l'équation de demande de monnaie, sera maintenant testée en estimant des équations de demande de M2 qui formalisent explicitement ces deux mécanismes.

Dans un test de ce genre, la principale difficulté réside dans le choix de la variable d'approximation du revenu permanent. Nous allons élaborer une mesure du revenu permanent fondée sur des anticipations rationnelles selon l'approche décrite à la section 3 en faisant l'hypothèse que le revenu suit un processus autorégressif stochastique d'ordre fini. Les résultats de l'estimation d'équations de demande de monnaie dotées d'une telle variable

sont ensuite comparés à ceux que nous obtenons en estimant une équation plus simple où le revenu permanent est défini comme une distribution infinie de retards du revenu.

4.1 Anticipations rationnelles au sujet du revenu permanent

Comme nous le décrivons à la section 3, si les agents économiques croient que le revenu obéit à un processus autorégressif stochastique d'ordre n + 1, c'est-à-dire que, si

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ldots + \alpha_{n+1} y_{t-n-1} + v_t \qquad (11)$$

le revenu permanent anticipé de façon rationnelle est fonction du revenu courant et de n retards :

$$y^p_t = y^p(y_t, y_{t-1}, \ldots, y_{t-n}) \qquad (12)$$

La démarche que schématisent les équations 11 et 12 permet d'obtenir une approximation du revenu permanent anticipé de façon rationnelle. Appliqué à des données du PIB réel purgées de leur tendance, le critère de l'erreur de prédiction finale (EPF) nous a amené à retenir l'équation du second ordre suivante comme processus autorégressif optimal pour la période allant du 1er trimestre de 1970 au 4e trimestre de 1988[12], à savoir :

$$y^d_t = \underset{(0,107)}{1,345}\, y^d_{t-1} - \underset{(0,106)}{0,398}\, y^d_{t-2} \qquad (13)$$

---

[12] Les données relatives au PIB réel ont été filtrées à l'aide d'une variable de tendance exponentielle. Comme l'équation 13 est estimée à partir de données filtrées, ses paramètres serviront plus loin à établir les mouvements du revenu permanent par rapport à sa tendance.

où y^d_{t-1} (i = 0, 1 ou 2) est l'écart du revenu observé par rapport à sa tendance et où les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types. Étant donné que l'équation autorégressive optimale ne contient que deux valeurs passées de cet écart, l'écart du revenu permanent par rapport à sa tendance (y^{Pd}_t) est fonction de y^d_t et de y^d_{t-1}, d'où :

$$y^{Pd}_t = y^{Pd}(y^d_t, y^d_{t-1}) \qquad (12')$$

Si nous retenons les paramètres estimés de l'équation autorégressive 13 et supposons un taux d'intérêt réel de 3 % l'an et un horizon de 20 ans, l'équation 12´ est estimée comme suit[13] :

$$y^{Pd}_t = 0{,}284\ y^d_t - 0{,}113\ y^d_{t-1} \qquad (14)$$

Le revenu permanent total est représenté par la somme du revenu tendanciel y^T et de la composante cyclique tirée de l'équation 14, soit :

$$y^P_t = y^T + y^{Pd}_t \qquad (15)$$

Les valeurs du revenu permanent calculées à l'aide de l'équation 15 ne sont pas très sensibles aux variations du revenu courant ou retardé. L'écart-type du taux de croissance trimestriel du PIB réel est de 1,02 sur l'ensemble de la période d'estimation, mais le chiffre correspondant pour la variable d'approximation du revenu permanent n'est que de 0,276. Ce résultat est conforme à la croyance initiale selon laquelle le revenu permanent réagit peu

[13] Une version de l'équation 8 (section 3) dotée d'un horizon fini a servi à ce calcul.

aux modifications contemporaines de la conjoncture[14]. Comme nous le montrerons ci-dessous, l'une des conséquences de ce manque de variabilité est que le revenu courant ou retardé exerce relativement peu d'incidence directe sur les encaisses par le jeu du revenu permanent.

Le revenu permanent anticipé de façon rationnelle, y^p_t, intervient dans l'équation de demande de monnaie à long terme suivante :

$$m_t^* = p_t + m_1 T + m_2 y^p_t + m_3 r_t + m_4 CON + M_5 OEC_t \qquad (16)$$

où T est une variable de tendance.

Si les encaisses s'ajustent graduellement vers leur niveau de long terme désiré m_t^*, la demande de monnaie à court terme peut être définie comme suit :

$$m_t = \delta m_{t-1} + (1-\delta)(p_t + m_1 T + m_2 y^p_t + m_3 r_t + m_4 CON) + m_5 OEC_t - \delta m_5 OEC_{t-1} \qquad (17)$$

où toutes les variables sont exprimées en logarithmes.

L'équation de demande de M2 à retards polynomiaux donne à penser que les variations de l'encours des obligations d'épargne du Canada n'ont qu'un effet instantané sur les encaisses. Cette propriété est incorporée à l'équation 17. Le mécanisme d'ajustement partiel que renferme cette dernière implique que l'influence des prix retardés sur la demande de monnaie décroît avec la longueur du retard selon une progression géométrique, tandis que la structure de retards du revenu réel dépend de l'interaction des mécanismes d'ajustement partiel et de revenu permanent. L'influence qu'exercent les variations du revenu permanent, du revenu courant et du revenu retardé sur

---

[14] Les mouvements des valeurs obtenues pour le revenu permanent s'expliquent essentiellement par les variations du revenu tendanciel global.

la demande de monnaie est formalisée à l'aide des équations 18.1, 18.2 et 18.3 respectivement :

$$dm_t/dy^P_t = (1-\delta)m_2 \tag{18.1}$$

$$dm_t/dy_t = (1-\delta)m_2\, dy^P_t/dy_t \tag{18.2}$$

$$dm_t/dy_{t-1} = \delta(dm_t/dy_t) + (1-\delta)m_2\, dy^P_t/dy_{t-1} \tag{18.3}$$

L'équation 17 est estimée à l'aide de données trimestrielles sur la période 1970-1988. Comme le montre la colonne 1 du Tableau 5, tous les paramètres sont accompagnés du signe attendu et sont significativement différents de zéro (à l'exception de R90). Comme l'indique la valeur estimée du paramètre rhô, il a fallu inclure dans l'équation un terme visant à corriger l'autocorrélation. Le coefficient d'ajustement partiel (δ = 0,492) implique qu'environ 50 % de l'écart entre les encaisses effectives et les encaisses désirées disparaît en l'espace d'un trimestre et que 94,1 % de l'ajustement aux variations de prix est complété en une année.

L'estimation de la dynamique propre à l'équation 17 nous porte à croire que l'incidence du revenu courant et du revenu retardé sur la demande de monnaie est bien plus faible que ce que révèlent les équations à retards polynomiaux. Comme l'indique l'équation 14, seulement 28,4 % de la hausse du revenu courant se répercute sur le revenu permanent rationnellement anticipé. Ce faible résultat se reflète dans les élasticités-revenu de la demande de monnaie obtenues à l'aide des équations 18.1, 18.2 et 18.3. Si, à la colonne 1, l'élasticité de la demande de monnaie au revenu permanent courant est de 0,287 (équation 18.1), son élasticité au revenu courant n'est, quant à elle, que de 0,082 (équation 18.2); pour ce qui est du revenu retardé, son effet sur les encaisses est négligeable. Ainsi, contrairement à ce que l'on observe dans le modèle à retards polynomiaux, le revenu retardé a une

Tableau 5
Équations de demande de M2 - Différentes spécifications du revenu permanent
(1er trim. de 1970-4e trim. de 1988)

	(1)	(2)	(3)
Tendance	0,006	0,007	0,007
	(9,34)	(16,61)	(16,58)
Y^P	0,565	0,566	0,568
	(49,39)	(50,33)	(49,93)
R90	-0,023	-0,035	-0,028
	(1,42)	(2,14)	(1,75)
CON	-0,033	-0,021	-0,027
	(2,49)	(1,61)	(2,03)
OEC	-0,080	-0,083	-0,086
	(3,39)	(3,54)	(3,61)
δ	0,492	0,488	0,524
	(4,57)	(4,40)	(4,77)
β_1		0,105	
		(2,37)	
β_2		0,223	
		(2,83)	
α_m			0,245
			(2,89)
Somme-y*	0,088	0,855	0,568
rhô**	0,871		
	(13,60)		
$\bar{R}^2$	0,99987	0,99988	0,99988
ETR	0,007322	0,007071	0,007151
DW	2,24	2,28	2,24

* Somme-y désigne la somme des coefficients du revenu courant et du revenu retardé.
** Rhô est le coefficient d'autocorrélation du premier ordre.

incidence directe relativement faible sur la demande de monnaie[15]. Cette différence peut s'expliquer notamment par le fait que les retards du revenu servent d'approximation de la composante tendancielle du revenu permanent dans l'équation à retards polynomiaux[16].

4.2 Revenu permanent et revenu transitoire

D'après les résultats exposés à la section 4.1, le revenu courant et le revenu retardé ont une incidence relativement faible sur la demande de monnaie par l'effet *direct* qu'ils exercent sur les anticipations rationnelles que les agents économiques ont au sujet de leur revenu permanent. Toutefois, si les agents détiennent une partie de leur revenu transitoire sous forme d'encaisses, il existe un autre mécanisme qui peut expliquer l'antériorité des modifications du revenu par rapport à celles de la monnaie dans les équations de demande de monnaie. Darby (1972) a émis l'hypothèse qu'une fraction du revenu transitoire de la période en cours est conservée sous forme d'encaisses temporaires et que le stock cumulatif de ces encaisses diminue avec le temps à mesure que celles-ci sont converties en biens durables ou en avoirs financiers non monétaires. En incorporant cette hypothèse à l'équation 17, on obtient l'équation qui suit :

$$m_t = \delta\, m_{t-1} + (1-\delta)m_t^* + \beta_1(y_t - y^p_t) + (1-\beta_2)ST + m_5 OEC_t - \delta m_5\, OEC_{t-1} \qquad (19)$$

$$0<\beta_1<1,\ \ 0<\beta_2<1$$

---

15 La somme des élasticités pour le revenu courant et toutes les valeurs passées du revenu est de 0,088. Par contre, l'élasticité à long terme par rapport au revenu réel varie de 0,40 à 0,60 selon différentes versions des équations à retards polynomiaux (voir Tableaux 1 et 3).

16 À ce propos, il est à noter que la valeur du terme constant décroît dans l'équation à retards polynomiaux à mesure que le nombre de retards augmente.

$$\text{où } ST = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_1 (1 - \beta_2)^i (y_{t-i} - y^p_{t-i})$$

est le stock d'encaisses temporaires en début de période, β_2 est la portion de ce stock consacrée à des dépenses ou convertie en avoirs financiers non monétaires au cours de la période t, $\beta_1(y_t - y^p_t)$ correspond à l'augmentation des encaisses temporaires attribuable au revenu transitoire de la période en cours, et m_t^* est tiré de l'équation 16. L'équation à estimer est obtenue à partir de l'équation 19 à l'aide d'une transformation de Koyck :

$$\begin{aligned} m_t = {} & (1-\beta_2 + \delta)m_{t-1} - \delta(1-\beta_2)m_{t-2} + \beta_1(y_t - y^p_t) + m_5 OEC_t \\ & - (1-\beta_2+\delta)m_5\, OEC_{t-1} + \delta(1-\beta_2)m_5\, OEC_{t-2} \\ & + (1-\delta)\,(m_t^* - (1-\beta_2)\, m^*_{t-1}) \end{aligned} \qquad (20)$$

La colonne 2 du Tableau 5 présente les valeurs estimées des paramètres de l'équation 20. L'insertion du revenu transitoire dans l'équation de demande de monnaie élimine le problème d'autocorrélation manifeste dans la colonne 1 et améliore le pouvoir explicatif du modèle. La taille du coefficient de la variable muette CON diminue par rapport au chiffre de la colonne 1 et n'est plus significativement différente de zéro. Tous les autres paramètres sont affectés des signes prévus et sont significativement différents de zéro. Il est intéressant de noter que les valeurs de β_1 et de β_2 indiquent qu'une partie du revenu transitoire est détenue sous forme d'encaisses et que le stock cumulatif de celles-ci sert à financer des dépenses ou est converti en avoirs non monétaires à un rythme relativement lent. Par opposition à l'équation 17, qui ne comporte pas de mécanisme de transmission des effets du revenu transitoire, l'équation 20 confère au revenu retardé un rôle explicite

important, la somme des élasticités du revenu courant et du revenu retardé étant égale à 0,855. L'ajustement des encaisses aux variations du revenu réel est plus lent que dans les équations à retards polynomiaux, puisque 56,2 % seulement de l'ajustement se réalise en un an[17]. Cependant, la valeur de 0,488 obtenue pour le paramètre δ implique une vitesse d'ajustement des prix (94,3 % de l'ajustement effectué en un an) voisine de la vitesse calculée à l'aide des équations à retards polynomiaux.

En conclusion, les résultats de la colonne 2 du Tableau 5 font ressortir que les encaisses sont plus sensibles au revenu retardé que ne le laisse croire l'hypothèse du revenu permanent anticipé de façon rationnelle. D'après le modèle théorique, cette sensibilité pourrait tenir au fait que le revenu transitoire puisse être conservé temporairement sous forme d'encaisses. Ce phénomène peut expliquer en partie que les modifications du revenu précèdent celles de la monnaie dans l'équation à retards polynomiaux et que les variations de la monnaie soient antérieures à celles de la dépense dans les modèles indicateurs.

Il convient maintenant de comparer les résultats des sections 4.1 et 4.2, fondés sur la mesure de y^P anticipé de façon rationnelle, avec ceux obtenus à l'aide d'une autre spécification du revenu permanent.

4.3 Spécification du revenu permanent fondée sur une distribution infinie de retards

Dans les premiers travaux empiriques ayant porté sur le rôle du revenu permanent dans les fonctions de demande de monnaie, y^P était déterminé, par

---

[17] Dans l'équation à retards polynomiaux où interviennent des retards de 18 mois pour les prix et le PIB réel, 74 % (96 %) de l'ajustement au PIB réel (aux prix) a lieu en l'espace d'un an (voir Tableau 2).

hypothèse, à l'aide d'une moyenne pondérée du revenu courant et du revenu permanent au cours de la période précédente[18], soit :

$$y^p_t = \alpha_m y_t + (1-\alpha_m) y^p_{t-1} \qquad 0 < \alpha_m < 1 \tag{21}$$

où α_m est l'élasticité du revenu permanent au revenu courant. Après avoir effectué quelques substitutions, nous obtenons l'équation suivante, où le revenu permanent est exprimé sous la forme d'une distribution infinie de retards du revenu :

$$y^p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_m (1-\alpha_m)^i y_{t-i} \tag{21'}$$

Si nous retenons l'équation 17 comme fonction de demande de monnaie à court terme et que nous utilisons la mesure du revenu permanent définie en 21', l'équation de demande de monnaie à estimer, issue d'une transformation de Koyck, est :

$$\begin{aligned} m_t = {} & (1-\alpha_m+\delta) m_{t-1} - \delta(1-\alpha_m) m_{t-2} + m_5 OEC_t \\ & - (1-\alpha_m+\delta)\, m_5 OEC_{t-1} + \delta(1-\alpha_m)\, m_5 OEC_{t-2} + (1-\delta)Z \end{aligned} \tag{22}$$

où $Z = p_t + m_1 T + \alpha_m m_2 y_t + m_3 r_t - (1-\alpha_m)(p_{t-1} + m_1 T_{t-1} + m_3 r_{t-1})$

Il est utile de comparer l'équation 22 avec le modèle de la section 4.2 où interviennent à la fois la mesure du revenu permanent anticipé de façon rationnelle et les effets du revenu transitoire sur les encaisses. On constate

---

[18] Voir par exemple Feige (1967). Kohli (1981) utilise cette approximation du revenu permanent dans le cas des données canadiennes pour la période 1955-1976.

que les équations à estimer (20 et 22) sont similaires pour les deux modèles[19], bien que les causes fondamentales de leurs dynamiques respectives soient bien différentes. Dans l'équation 22, la dynamique monnaie-revenu reflète le rôle du revenu retardé dans la détermination du revenu permanent[20]. En revanche, l'analyse du modèle doté d'anticipations rationnelles effectuée aux sections 4.1 et 4.2 semble indiquer que le revenu courant et le revenu retardé exercent une incidence directe relativement faible sur la demande de monnaie par le jeu du revenu permanent, tandis que le revenu transitoire influe de façon notable sur la dynamique monnaie-revenu.

Les valeurs estimées des paramètres de l'équation 22 sont présentées à la colonne 3 du Tableau 5. Comme nous le laissaient prévoir les similarités entre les équations 20 et 22, le coefficient d'ajustement partiel δ a une taille similaire dans les deux équations (colonnes 2 et 3). En outre, les vitesses d'ajustement observées à la suite de variations du revenu réel et des prix sont sensiblement comparables dans l'équation à retards infinis et dans le modèle doté d'une mesure de y^p anticipé de façon rationnelle et d'un mécanisme de transmission des effets du revenu transitoire sur les encaisses[21].

---

19 Dans les équations 20 et 22, les variables autres que le revenu sont assorties de structures paramétriques identiques. Ainsi, la variable m_{t-1} en 20 est multipliée par $(1 - \beta_2 + \delta)$, où β_2 est le rythme auquel le stock d'encaisses temporaires diminue durant la période en cours. En 22, m_{t-1} est multipliée par $(1 - \alpha_m + \delta)$, où α_m est l'élasticité du revenu permanent au revenu courant.

20 Si le paramètre d'ajustement α_m est inférieur à 1, le revenu permanent (partant, la demande de monnaie désirée) est fonction d'un nombre infini de retards du revenu. Dans ce cas, les encaisses s'ajusteront moins rapidement aux variations du revenu réel qu'à celles des prix.

21 Les estimations présentées à la colonne 3 du Tableau 5 impliquent que 53,9 % (92,5 %) de l'ajustement au revenu réel (aux prix) se réalise en un an.

4.4 Conclusions

Dans la présente section, nous avons évalué différentes hypothèses susceptibles d'expliquer la lenteur de l'ajustement du stock de monnaie au revenu dans les équations de demande de monnaie à retards polynomiaux. Selon les résultats obtenus, les encaisses désirées sont liées au revenu permanent plutôt qu'au revenu courant, en ce sens que les longs retards du revenu dans les équations à retards polynomiaux reflètent peut-être la composante tendancielle du revenu permanent. Certains résultats indiquent également que le revenu transitoire influe sur les encaisses. Une telle relation peut exister si les encaisses servent à financer des dépenses de consommation courantes ou si la richesse est temporairement détenue sous forme de monnaie. Nous avons montré que les effets du revenu transitoire se traduisent par un lent ajustement des encaisses aux variations du revenu réel.

Enfin, il a été démontré qu'un modèle fondé sur une mesure du revenu permanent défini comme une distribution infinie de retards donne des résultats semblables à ceux que l'on obtient à l'aide d'un modèle doté à la fois d'anticipations rationnelles sur le revenu permanent et d'un mécanisme de transmission des effets du revenu transitoire sur les encaisses. Par conséquent, il se peut qu'une distribution infinie de retards du revenu saisisse l'incidence conjuguée du revenu permanent et du revenu transitoire sur la demande de monnaie.

Les résultats empiriques fournis dans la présente section montrent que les mécanismes de l'ajustement partiel et du revenu permanent peuvent expliquer pourquoi les variations du revenu réel et des prix précèdent celles de la monnaie dans l'équation de demande de M2. Nous allons maintenant examiner la dynamique des modèles indicateurs.

5. Antériorité des modifications du stock de monnaie sur celles du revenu - Exogénéité du niveau des prix

À la section 2, les modèles indicateurs à deux variables et ceux à plusieurs variables font ressortir que le taux de croissance passé du stock de monnaie est un indicateur avancé de la croissance des prix et du revenu réel. Étant donné que, pour estimer cette relation, on a introduit la monnaie dans des modèles autorégressifs optimaux, il y a lieu de montrer pourquoi les valeurs passées de celle-ci apportent à ces modèles de l'information qui ne se trouve pas déjà dans les valeurs retardées des variables dépendantes ou dans les valeurs passées des taux d'intérêt (dans le cas des modèles à plusieurs variables). On verra dans la présente section et la section 6 qu'une fonction de réaction de la politique monétaire où intervient le stock de monnaie retardé peut expliquer le rôle d'indicateur avancé que joue ce dernier. Afin d'exposer certaines des caractéristiques fondamentales de la fonction de réaction, la dynamique des modèles indicateurs est analysée dans la présente section sous l'hypothèse simplificatrice de rigidité des prix. Nous tenterons aussi de voir si l'interaction des processus de création de la monnaie et du crédit contribue à conférer des propriétés d'indicateur avancé à la monnaie.

5.1 Les fonctions de réaction

Soit le modèle à prix fixes suivant :

$$y_t = c_1 y_{t-1} + c_2 r_t + c_3 r_{t-1} + v_{1t} \tag{23}$$

$$c_1 > 0,\ c_2 < 0,\ c_3 < 0$$

$$m_t = \delta\, m_{t-1} + (1-\delta)\,(p_t + m_1 y_t + m_2 y_{t-1} + m_3 r_t) + v_{2t} \tag{24}$$

L'équation 23 correspond à la courbe IS de l'économie. La demande globale de biens dépend, par hypothèse, du revenu permanent, du taux d'intérêt courant et du taux d'intérêt passé. Le revenu permanent est représenté par le revenu réel retardé d'une seule période[22]. Et la valeur passée du taux d'intérêt sert à tenir compte de tout décalage entre le moment où l'investissement est financé et celui où il est effectué. L'équation 24, qui formalise la demande de monnaie, retient le revenu permanent comme variable d'échelle et suppose qu'à court terme, les encaisses ne s'ajustent que partiellement vers les niveaux désirés ($\delta > 0$). Les termes v_1 et v_2 sont les erreurs aléatoires de ces équations de demande de biens et de monnaie.

La modélisation de la politique monétaire repose sur un mécanisme de régulation du stock de monnaie par les taux d'intérêt. La fonction de réaction de la politique monétaire veut que le taux d'intérêt courant s'ajuste au fur et à mesure que le taux d'expansion contemporain de la monnaie, gm_t, s'écarte du taux visé à court terme, gm^*_t, c'est-à-dire :

$$\Delta r_t = \phi\,(gm_t - gm^*_t) + \eta^m_t \qquad \phi > 0 \tag{25}$$

L'équation 25 spécifie que, si le taux d'expansion monétaire de la période en cours dépasse le taux visé à court terme, la politique monétaire exerce des pressions à la hausse sur r_t de manière à rapprocher gm_t de gm^*_t. La variable aléatoire η^m_t regroupe tous les autres déterminants du comportement de la banque centrale et une erreur aléatoire[23].

---

22 Dans la section 3, nous avons vu que cela est conforme aux anticipations rationnelles relatives au revenu permanent si le revenu obéit à un processus autorégressif du second ordre.

23 Le champ d'application de l'équation 25 ne se limite pas aux régimes de politique dotés de cibles monétaires explicites. Si le taux d'expansion monétaire est considéré comme un simple indice parmi d'autres, les mouvements du taux d'intérêt seront influencés tant par les déterminants regroupés dans η^m_t que par l'écart $(gm_t - gm^*_t)$.

Le taux d'expansion visé à court terme gm^*_t, qui est établi en début de période, est compatible avec l'objectif d'évolution graduelle du stock de monnaie vers le taux cible de croissance à long terme, gm^L. Si le taux d'expansion retardé de la monnaie diffère du taux visé à long terme, la banque centrale cherchera à éliminer une partie de l'écart durant la période en cours en respectant la relation suivante :

$$gm^*_t = gm^L + \tau\,(gm_{t-1} - gm^L) \qquad 0 < \tau < 1 \tag{26}$$

Si $\tau \neq 0$, la banque centrale suit une politique d'ajustement graduel; autrement dit, l'ajustement vers le taux visé à long terme ne s'opère pas entièrement durant la période en cours.

La politique monétaire n'autorise aucune dérive du taux d'expansion en longue période si le taux visé à long terme gm^L est exogène. Pour étudier les conséquences d'une dérive de ce taux, nous faisons l'hypothèse que, lorsque le taux d'expansion monétaire de la période précédente a dépassé le taux visé à long terme, la banque centrale modifie celui-ci, soit :

$$gm^L_t = gm^L_{t-1} + \epsilon\,(gm_{t-1} - gm^L_{t-1}) \qquad \epsilon > 0 \tag{27}$$

À partir des équations 24, 25, 26 et 27, on obtient la fonction de réaction avec ajustement graduel et dérive qui suit :

$$\begin{aligned} \Delta r_t = \phi\,\{\, & (1-\delta)(gp_t + m_1\,gy_t + m_2\,gy_{t-1} + m_3\,gr_t) \\ & + (\delta - \tau - (1-\tau)\epsilon)\,gm_{t-1} + v_{2t} \\ & - (1-\tau)(1-\epsilon)\,gm^L_{t-1}\,\} + \eta^m_t \end{aligned} \tag{25'}$$

Si la dérive est nulle ($\epsilon = 0$) et que le coefficient des encaisses retardées dans l'équation de demande de monnaie est plus petit que le

paramètre de commande avec ajustement graduel ($\delta < \tau$), le taux d'intérêt courant est une fonction décroissante de la valeur retardée du taux d'expansion monétaire en 25´. L'insertion d'une dérive dans la fonction de réaction implique que le stock de monnaie retardé risque davantage d'avoir un effet négatif sur le taux d'intérêt courant.

À l'examen de l'équation 25´, on constate que la relation entre r_t et le taux d'expansion retardé de la monnaie dépend de trois paramètres de commande (ϕ, τ et ϵ) lorsque l'ajustement graduel et la dérive influent tous deux sur le taux d'expansion visé en courte période. Elle dépend également d'autres caractéristiques de la fonction de réaction. Par exemple, l'analyse précédente est fondée sur la fonction de réaction 25, qui veut que, dans la détermination des ajustements désirés de taux d'intérêt, la banque centrale ne tienne compte que de l'écart contemporain du taux d'expansion monétaire par rapport au taux cible. Toutefois, la banque centrale pourrait adopter un horizon plus long et envisager d'exercer davantage de pressions à la hausse sur les taux d'intérêt si le taux d'expansion dépassait également le taux visé au cours du passé récent. Examinons le cas où la fonction de réaction dépend de l'écart entre les taux d'expansion observé et visé durant la période en cours et la période précédente, à savoir :

$$\Delta r_t = \phi_1 (gm_t - gm^*_t) + \phi_2 (gm_{t-1} - gm^*_{t-1}) + \eta^m_t \qquad (28)$$
$$\phi_1 > 0, \phi_2 > 0$$

En l'absence de dérive ($\epsilon = 0$), la fonction de réaction que formalisent les équations 24 et 28 contient deux retards du taux d'expansion monétaire, soit :

$$\Delta r_t = \phi_1 (1 - \delta)(gp_t + m_1 gy_t + m_2 gy_{t-1} + m_3 gr_t) + (\phi_1(\delta - \tau) + \phi_2) gm_{t-1} - \phi_2 \tau gm_{t-2} - (\phi_1 + \phi_2) gm^L + \phi_1 v_{2t} + \eta^m_t \qquad (29)$$

Ainsi, lorsque l'écart courant et l'écart retardé du taux d'expansion monétaire par rapport au taux visé figurent tous deux dans la fonction de réaction, l'influence du premier retard sur le taux d'intérêt courant est ambiguë, tandis que le second exerce une incidence négative non équivoque.

5.2 Les fonctions de réaction et la dynamique des modèles indicateurs

Le modèle complet à prix fixes est donné par les équations 23 et 29, où la fonction de réaction dépend des écarts courant et retardé du taux d'expansion monétaire par rapport au taux visé et où il n'y a pas de dérive. Le taux de croissance du revenu réel est défini par l'équation suivante :

$$\begin{aligned} gy_t = k \{ & ((1 - \phi_1(1 - \delta)m_3)c_1 + \phi_1(1 - \delta)m_2c_2)\, gy_{t-1} \\ & + (1 - \phi_1(1 - \delta)m_3)c_3\, gr_{t-1} + (\phi_1(\delta - \tau) + \phi_2)c_2\, gm_{t-1} \\ & - \phi_2\tau c_2\, gm_{t-2} - (\phi_1 + \phi_2)c_2\, gm^L \\ & + (1 - \phi_1(1 - \delta)m_3)\, v_{1t} + c_2(\phi_1 v_{2t} + \eta^m{}_t) \\ & + \phi_1(1 - \delta)c_2\, gp_t\} \end{aligned} \tag{30}$$

où $k = 1/(1-\phi_1(m_3+m_1c_2)(1 - \delta)) > 0$

Étant donné $c_2 < 0$, $\phi_1 > 0$, $\phi_2 > 0$, $\tau > 0$ et $\delta > 0$, on obtient de l'équation 30 :

$$\begin{aligned} gy_t = f(&gy_{t-1}, gr_{t-1}, gm_{t-1}, gm_{t-2}, gm^L, v_{1t}, v_{2t}, \eta^m{}_t, gp_t) \\ &(?)\quad (-)\quad (?)\quad (+)\quad (+)\quad (+)\quad (-)\quad (-)\quad (-) \end{aligned} \tag{31}$$

où les signes des coefficients sont indiqués au-dessous de chacun des déterminants de la croissance du revenu réel. Le revenu retardé intervient dans l'équation 31 par l'entremise des variables de revenu permanent figurant dans les équations relatives à la dépense et à la demande de monnaie. Le

signe de son coefficient est indéterminé puisque y^p a un effet positif tant sur la dépense que sur la demande de monnaie.

Dans l'équation 31, la croissance du revenu réel est fonction des valeurs retardées de la croissance du revenu et du taux d'intérêt et de deux retards du taux d'expansion monétaire lorsque la fonction de réaction dépend des écarts entre les taux d'expansion observé et désiré durant la période en cours et la période précédente. La fonction de réaction permet donc d'expliquer comment l'information que renferme le stock de monnaie retardé peut enrichir des modèles indicateurs à plusieurs variables comportant déjà des valeurs retardées du revenu et des taux d'intérêt[24].

L'équation 31 permet de repérer d'autres sources virtuelles de l'information sur l'avenir que renferme le stock de monnaie retardé. Comme la variable gr_{t-1} ne figure pas dans les modèles indicateurs à deux variables formalisant le PIB réel, l'information qu'elle recèle peut être attribuée en partie à la croissance retardée du stock de monnaie. De même, tant dans les modèles à deux variables que dans ceux à plusieurs variables, le stock de monnaie retardé peut renseigner sur l'avenir s'il est corrélé avec d'autres variables pertinentes omises dans ces modèles (comme le choc sur le marché des biens v_{1t} par exemple)[25]. En outre, si la mesure du revenu n'est pas précise et que le stock de monnaie retardé est corrélé avec la véritable valeur retardée du revenu, l'addition du stock de monnaie retardé enrichit le modèle lorsque le revenu passé entre dans la régression.

---

[24] Comme le stock de monnaie retardé est fonction des valeurs passées du revenu et des taux d'intérêt, l'information supplémentaire qu'il renferme reflète les chocs aléatoires sur la demande de monnaie et les mouvements d'autres variables incluses dans l'équation de demande de monnaie, mais exclues des modèles indicateurs (comme les obligations d'épargne du Canada).

[25] Cela pourra être le cas si la variable v_{1t} englobe des variables (telles que le crédit) qui influent sur la dépense, mais qui ne sont pas incluses explicitement dans l'équation 23. On trouvera à la section 5.3 un exposé détaillé à ce sujet.

Enfin, l'équation 30 montre que les coefficients du stock de monnaie retardé dépendent d'une variété de paramètres de commande hérités de la fonction de réaction. Par conséquent, les estimations de ces coefficients dans les modèles indicateurs varieraient en fonction du régime de politique. Par exemple, si l'ajustement est moins graduel dans le cadre de la politique en vigueur que cela n'était le cas durant la majeure partie de la période d'estimation, les prévisions fournies par le modèle auront tendance à surestimer l'incidence du stock de monnaie retardé sur la production réelle.

5.3 Rôle du stock de monnaie retardé comme indicateur de contraintes de liquidité

Le stock de monnaie retardé peut également renseigner sur l'évolution future de la dépense par l'entremise de mécanismes qui n'ont pas été étudiés dans le modèle précédent. Par exemple, le crédit n'intervient pas explicitement dans la détermination de la dépense, en conformité avec ce que prévoit la théorie de la consommation axée uniquement sur le revenu permanent, à savoir que les ménages peuvent atteindre les niveaux optimaux de consommation en empruntant ou en prêtant sur des marchés de capitaux parfaits. Cependant, si certains ménages sont incapables d'emprunter sur les revenus futurs qu'ils anticipent, des contraintes de liquidité (ou de crédit) les empêcheront de consommer les quantités désirées[26]. Ainsi, des augmentations du crédit courant peuvent, en relâchant les contraintes de liquidité, entraîner une augmentation de la dépense courante. Par conséquent, si c^*_t est le niveau de consommation désiré, et c_t le niveau de

[26] S'inspirant de diverses méthodes et données, Flavin (1985), Hayashi (1985), Wilcox (1989) et Zeldes (1989) montrent que la consommation est plus sensible au revenu courant qu'au revenu permanent pur, et les résultats empiriques présentés laissent croire que les écarts de la dépense par rapport aux niveaux prédits par le revenu permanent sont attribuables aux contraintes de liquidité. De façon analogue, Fazzari et Athey (1987) et Whited (1989) concluent que les contraintes de crédit influent sur le montant réel des dépenses d'investissement effectuées par les entreprises.

consommation observé, la différence entre la dépense désirée et le niveau de dépense peut diminuer si le flux du crédit à la consommation ($h_t - h_{t-1}$) augmente :

$$c^*_t(y^p_t, ...) - c_t = \beta_0 - \beta_1(h_t - h_{t-1}) \qquad (32)$$

À présent, un nouveau déterminant de la dépense totale est ajouté à l'équation 23, en l'occurrence le flux du crédit à la consommation, dont le paramètre c_4 est plus grand que 0 :

$$y_t = c_1 y_{t-1} + c_2 r_t + c_3 r_{t-1} + c_4 (h_t - h_{t-1}) + v_{1t} \qquad (23')$$

Le taux de croissance d'équilibre du revenu réel est maintenant lié positivement à la valeur courante et négativement à la valeur retardée du taux de croissance du crédit, car d'après l'équation 23', la somme des coefficients de gh_t et gh_{t-1} sera égale à zéro[27], d'où :

$$gy_t = f(gy_{t-1}, gr_{t-1}, gm_{t-1}, gm_{t-2}, gh_t, gh_{t-1}, ...) \qquad (31')$$

L'équation 31' implique que le taux de croissance du crédit est omis dans les modèles indicateurs où n'entre aucun agrégat de crédit. Si le stock de monnaie retardé est corrélé avec le crédit courant et le crédit retardé, la valeur de son paramètre reflétera tant la fonction de réaction que les mécanismes de liquidité. Le stock de monnaie retardé et le crédit courant pourraient être corrélés positivement pour diverses raisons. D'abord, si les institutions financières ne peuvent ajuster leurs stocks de prêts en une seule période vers le niveau désiré à long terme, la variation de ces stocks

[27] Un modèle complet engloberait les déterminants de la croissance contemporaine du crédit.

attribuable à une augmentation des dépôts sera répartie dans le temps, ce qui implique une corrélation positive entre le stock de monnaie retardé et la croissance contemporaine du crédit. Ces ajustements dynamiques des portefeuilles peuvent mener à une corrélation négative entre le stock de monnaie retardé et les contraintes contemporaines de liquidité et à une corrélation positive entre la dépense courante et le stock de monnaie retardé.

Des théories récentes concernant le marché du crédit avancent une seconde raison pour laquelle le stock de monnaie retardé pourrait représenter les contraintes contemporaines de crédit et de liquidité. Bernanke et Gertler (1989) examinent le cas où seul l'emprunteur peut observer l'issue d'un projet d'investissement sans s'exposer à des coûts. Il s'agit là d'un cas d'asymétrie de l'information, dans lequel un accroissement des avoirs nets de l'emprunteur abaisserait les coûts d'encadrement du prêt[28], d'où augmentation du crédit et des dépenses d'investissement réelles. De leur côté, Calomiris et Hubbard (1987) montrent, à l'aide du modèle de Stiglitz-Weiss (1981), que la situation financière initiale de l'emprunteur a une incidence sur l'ampleur du crédit accordé. Par conséquent, si le stock de monnaie retardé est étroitement corrélé avec l'avoir net global des emprunteurs, le stock de monnaie retardé, selon ces théories, peut servir d'indicateur avancé de l'activité économique.

Le Tableau 6 présente certains résultats empiriques concernant l'hypothèse que l'existence de contraintes de liquidité justifie l'emploi du stock de monnaie retardé dans les modèles indicateurs monétaires. Si le stock de monnaie retardé reflète avant tout des contraintes de liquidité, l'insertion des valeurs courante et retardée du crédit dans ces modèles devrait induire une baisse sensible des coefficients du stock de monnaie retardé.

---

[28] Les coûts d'encadrement diminuent, car la hausse des avoirs nets permet à l'emprunteur d'augmenter le montant des sûretés servant à garantir le projet.

Tableau 6
Modèles indicateurs relatifs au PIB réel incorporant la monnaie et le crédit*

	Modèle original (1)	Modèles élargis M1R (2)	M3R (3)	CRCC (4)	CRCC (5)
Constante	0,833 (5,94)	0,793 (5,74)	0,686 (4,62)	0,766 (6,17)	0,827 (6,90)
UGDP-1	0,037 (0,34)	0,057 (0,53)	-0,014 (0,13)	-0,042 (0,41)	0,030 (0,32)
M1R -1	0,162 (3,16)	0,130 (2,48)	0,150 (3,02)	0,156 (3,43)	0,179 (4,07)
M1R -2	0,172 (3,22)	0,163 (3,13)	0,179 (3,46)	0,169 (3,71)	0,179 (3,92)
M1R -0		0,104 (2,14)			
M3R -0			0,174 (2,43)		
CRCC-0				0,449 (5,52)	0,394 (5,25)
CRCC-1				-0,326 (3,84)	-0,394
$\bar{R}^2$	0,299	0,332	0,343	0,500	0,488
ETR	0,852	0,831	0,824	0,719	0,728
LFV**	-93,584	-91,210	-90,547	-79,678	-81,120

* Ces modèles ont été estimés sur la période allant du 1er trimestre de 1970 au 4e trimestre de 1988.

** LFV est le log de la fonction de vraisemblance.

Nous avons testé cette hypothèse en ajoutant au modèle monétaire initial ayant trait au PIB réel les taux de croissance courants de la monnaie et du crédit (voir Tableau 6). On observe aux colonnes 2 et 3 que l'addition de la valeur contemporaine de M1 réel (ou de M3 réel) accroît le pouvoir explicatif du modèle de PIB réel. Le pouvoir explicatif augmente encore (colonne 4) si nous ajoutons au modèle initial la valeur courante du taux de croissance réel de l'ensemble du crédit à la consommation consenti par les banques et les institutions parabancaires, CRCC, ainsi que la valeur de ce taux retardée d'une période. En outre, les paramètres des premier et deuxième retards de M1 réel ne diminuent que légèrement (tout en demeurant significativement différents de zéro) lorsque la variable CRCC est incluse dans le modèle monétaire. À la colonne 5, la somme des coefficients du crédit est fixée à zéro, tel que le préconise l'analyse théorique précédente. Les paramètres des valeurs retardées de M1 réel augmentent quelque peu par rapport aux valeurs obtenues dans le modèle initial (colonne 1), et la contrainte voulant que la somme des coefficients du crédit soit nulle n'est pas rejetée par un test du rapport des vraisemblances.

En conclusion, ces résultats indiquent que l'information prospective que renferme le stock de monnaie retardé *n'est pas* liée à la capacité de ce dernier d'appréhender les contraintes de crédit ou de liquidité.

5.4 Effets du bilan sur le niveau désiré de la dépense

L'hypothèse avancée par Mishkin (1976) constitue la troisième tentative d'explication du rôle d'indicateur avancé de la dépense que joue le stock de monnaie retardé. En résumé, les avoirs financiers procurent de la liquidité, réduisant par le fait même la probabilité que l'on ait à vendre à perte, sur un marché très imparfait, des biens de consommation durables en cas de baisse du revenu, tandis que l'endettement accroît cette probabilité. Par conséquent, si la situation financière des emprunteurs peut influer

indirectement sur la dépense par l'intermédiaire des marchés du crédit (voir à ce sujet la section 5.3), le bilan de l'ensemble des agents économiques peut également avoir une incidence directe sur le niveau désiré de la dépense. D'après les résultats obtenus par Mishkin, les avoirs (engagements) des ménages en début de période ont une incidence positive (négative) sensible sur les dépenses réelles en biens de consommation durables aux États-Unis.

Par conséquent, il y a lieu selon Mishkin d'inclure les valeurs retardées des avoirs et des engagements des ménages parmi les déterminants des dépenses de consommation désirées retenus dans l'équation 32. Supposons que les encaisses retardées et les coûts d'intérêt liés à l'encours de la dette durant la période précédente, ($r_{t-1}h_{t-1}$), représentent respectivement les avoirs et les engagements des ménages. On a alors :

$$c_t = c^*(y^p_t, m_{t-1}, r_{t-1}h_{t-1}) - \beta_0 + \beta_1 (h_t - h_{t-1}) \qquad (32')$$

Si le revenu diminue, un niveau plus élevé d'encaisses réduit la probabilité de ventes à perte de biens de consommation durables, si bien que m_{t-1} a un effet positif sur la dépense contemporaine[29].

Par conséquent, outre l'influence qu'il exerce sur les taux d'intérêt par le truchement de la fonction de réaction, le stock de monnaie retardé peut renseigner sur l'avenir grâce à son incidence sur la situation financière des ménages[30].

---

29 La prise en compte du service de la dette dans la détermination des dépenses en biens durables désirées, c^*, semble indiquer que l'information prospective que fournit le crédit varie en fonction du niveau des taux d'intérêt observé dans les périodes antérieures.

30 Il serait intéressant de mettre à contribution ces modèles structurels pour effectuer des simulations stochastiques sur la base de coefficients plausibles et ainsi vérifier si les explications avancées concordent en gros avec les résultats de l'estimation des modèles indicateurs.

6. Les modèles à prix variables

Dans la section précédente, nous avons fait appel à un modèle à prix fixes pour expliquer la présence du stock de monnaie retardé dans les modèles indicateurs de dépense réelle. Nous avons montré qu'une fonction de réaction de la politique monétaire pouvait rendre compte du rôle d'indicateur avancé que joue la monnaie. Dans la présente section, deux modèles à prix variables sont mis à contribution pour faire ressortir les conséquences que les conditions d'offre globale ont pour la dynamique des modèles indicateurs de prix et de dépense réelle.

6.1 Les modèles d'équilibre des marchés

Le premier modèle part de l'hypothèse qu'une parfaite flexibilité des salaires permet aux marchés des biens et du travail de s'équilibrer à chaque période et que les anticipations des agents sont rationnelles. L'économie est formalisée de la manière suivante :

$$y_t = c_1 y_{t-1} + c_2 r_t + c_3 r_{t-1} + v_{1t} \tag{33.1}$$

$$m_t = p_t + m_1 y_t + m_2 y_{t-1} + m_3 r_t + v_{2t} \tag{33.2}$$

$$\Delta r_t = \phi (gm_t - gm^*_t) \tag{33.3}$$

$$gm^*_t = gm^L + \tau(gm_{t-1} - gm^L) \tag{33.4}$$

$$n^d_t = n_0 + n_1 (w_t - p_t) \qquad n_1 < 0 \tag{33.5}$$

$$n^s_t = n_2 + n_3 (w_t - {}_{t-1}p_t) \quad n_3 > 0 \tag{33.6}$$

où ${}_{t-1}p_t$ est l'espérance mathématique de p_t compte tenu de toute l'information disponible à la fin de la période t-1 et où w est le taux de salaire nominal. La moyenne des erreurs aléatoires v_{1t} et v_{2t} est supposée nulle.

Les équations 33.1 et 33.2, qui formalisent les demandes de biens et de monnaie, sont empruntées au modèle à prix fixes de la section 5 (avec $\delta = 0$)[31]. La fonction de réaction définie par les équations 33.3 et 33.4 suppose l'absence de dérive fondamentale à long terme. La demande de travail n^d varie en fonction du salaire réel, tandis que la relation qui lie l'offre de travail en 33.6 au salaire réel anticipé suppose qu'en courte période, les travailleurs disposent d'une information incomplète concernant le niveau des prix courant.

Le taux de croissance de la demande globale, dérivé des équations 33.1, 33.2, 33.3 et 33.4, est spécifié en fonction de variables retardées et de la croissance du niveau des prix courant, comme suit :

$$gy^d_t = a_1\, gy_{t-1} + a_2\, gr_{t-1} + a_3\, gm_{t-1} + a_4\, gm^L + a_5\, gp_t + \epsilon^d_t \quad (34)$$

où $a_2 < 0\,,\ a_5 < 0$

$a_3 = -\phi\, r\, c_2/(1 - \phi m_3 - \phi m_1 c_2) > 0$

$a_4 = -\phi(1 - r)c_2/(1 - \phi m_3 - \phi m_1 c_2) > 0$

$\epsilon^d_t = \{ (1-\phi m_3)\, v_{1t} + \phi c_2\, v_{2t} \}/(1 - \phi m_3 - \phi m_1 c_2)$

Le stock de monnaie retardé influe positivement sur la demande en 34 en augmentant le taux visé à court terme gm^*_t en 33.3.

Une fonction d'offre globale de biens et services découle des équations 33.5 et 33.6. Si la demande et l'offre de travail s'équilibrent à chaque période ($n^d_t = n^s_t$), l'emploi d'équilibre est :

$$n_t = n_4 + n_5\,(p_t - {}_{t-1}p_t) \quad (35)$$

---

[31] Une spécification de la courbe IS en fonction du taux d'intérêt réel plutôt que du taux nominal r_t ne modifierait en rien les conditions sous lesquelles la fonction de réaction explique la présence du stock de monnaie retardé dans les modèles indicateurs.

où $n_5 = -n_1 n_3/(n_3 - n_1) > 0$

Selon l'équation 35, si les travailleurs sous-estiment le niveau des prix courants, une augmentation du salaire réel perçu entraîne un déplacement de l'offre de travail pour chacune des valeurs du salaire nominal et une hausse de l'emploi d'équilibre.

L'offre de biens, qui dérive de l'équation 35 et d'une fonction de production, dépend de l'erreur de prévision des prix. Par conséquent, le taux de croissance de l'offre de biens est fonction du taux d'inflation non anticipé, c'est-à-dire :

$$gy^s_t = b_1 (gp_t - {}_{t-1}gp_t) \tag{36}$$

où $b_1 = - n_1 n_3 f_n / (n_3 - n_1) > 0$ et f_n est la productivité marginale du travail.

Si le marché des biens est en équilibre à chaque période, le taux de croissance d'équilibre des prix est calculé à partir de 34 et de 36 comme suit :

$$gp_t = \{a_1 gy_{t-1} + a_2 gr_{t-1} + a_3 gm_{t-1} + a_4 gm^L + b_1 {}_{t-1}gp_t + \epsilon^d_t\}/(b_1 - a_5) \tag{37}$$

L'équation 37 permet d'expliquer le rôle d'indicateur avancé que joue la croissance retardée du stock de monnaie dans le modèle indicateur de prix. Comme celle-ci influe sur les mesures de politique contemporaines par l'entremise de la fonction de réaction, gm_{t-1} exerce un effet positif sur les prix en relevant la demande contemporaine de biens. De plus, si les agents économiques tiennent compte des mesures de politique dans la formation de leurs anticipations d'inflation, ${}_{t-1}gp_t$, le stock de monnaie retardé influencera les prix au moyen de son incidence sur l'offre.

Sous l'hypothèse de rationalité des anticipations, qui veut que la croissance anticipée des prix soit l'espérance mathématique de l'équation 37, l'erreur de prévision des prix pour la période en cours ne dépend pas du stock de monnaie, ce qui donne :

$$gp_t - {}_{t-1}gp_t = \epsilon^d{}_t / (b_1 - a_5) \qquad (38)$$

On obtient le taux de croissance de la production réelle en substituant l'équation 38 dans l'équation 36, d'où :

$$gy_t = \{ b_1/(b_1 - a_5) \} \epsilon^d{}_t \qquad (39)$$

où b_1 (tel qu'il est défini en 36) dépend des élasticités de l'offre et de la demande de travail.

Dans l'équation 39, la valeur contemporaine de la croissance de la production réelle est uniquement fonction de l'erreur aléatoire de la période en cours, $\epsilon^d{}_t$. La production réelle n'est pas liée au stock de monnaie retardé, car les agents rationnels tiennent compte de la fonction de réaction 33.3 dans leurs prévisions au sujet des prix. En conclusion, la fonction de réaction arrive à expliquer pourquoi le stock de monnaie peut servir d'indicateur avancé des prix, mais elle ne justifie pas l'insertion de la valeur passée de cette variable dans les modèles indicateurs formalisant la production réelle sous des hypothèses de rationalité des anticipations et de parfaite flexibilité des salaires et des prix[32]. Dans les prochains

---

[32] L'analyse fondée sur l'hypothèse de fixité des prix (section 5) a montré que le stock de monnaie retardé peut aussi renseigner sur l'avenir s'il est corrélé avec des variables omises. Comme dans le cas de la fonction de réaction, l'omission de variables ne peut expliquer l'antériorité des modifications du stock de monnaie sur celles de la production réelle sous l'hypothèse de rationalité des anticipations et de parfaite flexibilité des salaires et des prix, puisque la croissance de la production réelle en 39 ne dépend que de l'erreur aléatoire (de moyenne nulle) pour la période en cours.

paragraphes, nous examinons ce qui arrive si l'hypothèse de parfaite flexibilité des prix et des salaires est levée.

6.2 Les accords salariaux portant sur plusieurs périodes

L'hypothèse que le salaire s'ajuste pour assurer un équilibre continu du marché ne tient pas compte de l'existence d'accords de longue durée qui confèrent une rigidité à court terme au salaire nominal[33]. Comme le montre l'équation 39, le modèle considéré jusqu'ici comporte une lacune additionnelle, à savoir que l'effet de production lié aux erreurs de prévision se ressent de toute faiblesse de l'élasticité de l'offre de travail (n_3) au salaire réel. Des résultats empiriques établissent que l'élasticité de l'offre de travail n'est en fait pas assez forte pour entraîner d'importantes variations de la production[34]. Par ailleurs, l'hypothèse d'ajustement continu des marchés retenue dans le modèle est incompatible avec la coexistence d'un chômage involontaire et de postes vacants.

De tout ce qui précède, on induit que la dynamique monnaie-revenu doit être étudiée à l'aide d'un modèle qui admet l'existence d'accords salariaux de longue durée et où la demande détermine l'emploi dans au moins quelques secteurs. Soit un modèle où le salaire nominal stipulé dans les accords salariaux porte sur deux périodes. Posons que le salaire est renégocié chez la moitié des entreprises à chaque période; le salaire versé dans un groupe a été fixé à la fin de la période t-1, et celui qui est versé dans l'autre groupe, à la fin de la période t-2. Compte tenu de l'évolution anticipée des

---

33 Le caractère imparfait de la flexibilité du salaire revêt une importance particulière pour la présente analyse, puisque celle-ci met l'accent sur la dynamique à court terme des modèles indicateurs trimestriels.

34 Les élasticités estimées dont Pencavel (1986) fait état dans sa revue des études empiriques vont de -0,15 à 0,15.

prix pour chacune des périodes visées par l'accord, le taux de salaire nominal est calculé de façon que le salaire réel anticipé se maintienne à un niveau cible z. Le salaire nominal versé durant la période t est

$$_{t-1}w_t = z + {}_{t-1}p_t \tag{40.1}$$

$$_{t-2}w_t = z + {}_{t-2}p_t \tag{40.2}$$

où $_{t-i}w_t$ est le salaire nominal courant stipulé dans les accords conclus à la fin de t-i, z le salaire réel visé, et $_{t-i}p_t$ le niveau des prix anticipé pour la période t (sous réserve de l'information disponible à la fin de t-i). Il existera un écart de salaire entre les deux groupes d'entreprises si les anticipations de prix pour la période t se modifient entre t-2 et t-1.

Si chaque entreprise détermine son niveau d'emploi au moyen de sa fonction de demande de travail, l'emploi total est égal à la demande globale de travail[35]. Comme les accords salariaux portent sur deux périodes, la fonction initiale de demande de travail 33.5 est modifiée afin de refléter l'hypothèse que le nombre d'entreprises où le salaire nominal doit être renégocié est le même à chaque période, d'où :

$$n_t = n^d_t$$

$$= n_0 + n_1 \, 0{,}5 \sum_{i=1}^{2} ({}_{t-i}w_t - p_t) \tag{41}$$

En substituant les équations 40 dans l'équation 41, on obtient

$$n_t = n_0 + n_1 z - 0{,}5 n_1 (p_t - {}_{t-1}p_t + p_t - {}_{t-2}p_t) \tag{42}$$

---

35 On aurait également pu retenir aux fins de l'analyse des modes différents de détermination de l'emploi (par la demande ou par l'offre) selon les secteurs.

Comme la moitié des entreprises paie pour la période t un salaire nominal qui est déterminé à la fin de t-1 et que l'autre moitié paie un salaire établi à la fin de t-2, l'emploi total dépend des anticipations de prix formées en t-1 et en t-2.

L'équation 42 implique le taux de croissance suivant en ce qui concerne l'offre globale de biens et services, soit :

$$gy^s_t = 0{,}5\, b_1 \,(gp_t - {}_{t-1}gp_t + gp_t - {}_{t-2}gp_t) \tag{43}$$

où $b_1 = - n_1 f_n > 0$ si l'emploi est déterminé par la demande.

On calcule l'incidence du stock de monnaie retardé sur la production réelle en résolvant l'équation d'offre de biens et services par rapport aux erreurs de prévision des prix. Si le marché des biens est en équilibre, le taux d'augmentation des prix est déterminé par les équations 34 et 43 comme suit :

$$\begin{aligned} gp_t = (\, & a_1\, gy_{t-1} + a_2\, gr_{t-1} + a_3\, gm_{t-1} + a_4\, gm^L \\ & + 0{,}5b_1\,({}_{t-1}gp_t + {}_{t-2}gp_t) + \epsilon^d_t\,) \,/\, (b_1 - a_5) \end{aligned} \tag{44}$$

Les erreurs de prévision sous l'hypothèse de rationalité des anticipations sont tirées de l'équation 44, ce qui donne :

$$gp_t - {}_{t-1}gp_t = \epsilon^d_t/(b_1 - a_5) \tag{45.1}$$

$$\begin{aligned} gp_t - {}_{t-2}gp_t = \{\, & a_1\,(gy_{t-1} - {}_{t-2}gy_{t-1}) + a_2(gr_{t-1} - {}_{t-2}gr_{t-1}) \\ & + a_3\,(gm_{t-1} - {}_{t-2}gm_{t-1}) + 0{,}5b_1\,({}_{t-1}gp_t - {}_{t-2}gp_t) \\ & + \epsilon^d_t\,\} \,/\, (b_1 - a_5) \end{aligned} \tag{45.2}$$

où $a_3 = - \phi\, \tau\, c_2 \,/\, (1 - \phi m_3 - \phi m_1 c_2) > 0$

L'erreur de prévision dénotée par l'équation 45.1 dépend uniquement de la valeur contemporaine de l'erreur aléatoire ϵ^d_t dans le cas des accords conclus à la fin de la période t-1. Cependant, si la fonction de réaction de la politique monétaire comporte un ajustement graduel ($\tau > 0$) vers un taux de croissance à long terme, de sorte que a_3 est positif, l'erreur de prévision de 45.2 relative aux accords signés à la fin de la période t-2 sera elle aussi liée au taux de croissance du stock de monnaie retardé. Comme les chocs aléatoires que subit le stock de monnaie pendant la période t-1 n'ont pu être prévus à la fin de t-2, les mesures de politique adoptées durant la période contemporaine en réaction à l'évolution du stock de monnaie retardé influeront sur les erreurs de prévision des prix pour tous les accords conclus avant la période t-1.

Le taux de croissance de la production réelle, que l'on obtient en substituant les équations 45 dans l'équation 43, est fonction de la croissance retardée du stock de monnaie si l'on postule l'existence d'accords salariaux portant sur plusieurs périodes[36] :

$$gy_t = f(gy_{t-1}, gr_{t-1}, gm_{t-1}, \epsilon^d_t) \qquad (46)$$

L'analyse qui précède montre que la flexibilité imparfaite des salaires à court terme et une fonction de réaction avec ajustement graduel peuvent concourir à expliquer le rôle d'indicateur avancé que joue le stock de monnaie retardé dans les modèles indicateurs de prix et de production réelle. Elle propose plusieurs facteurs du côté de l'offre susceptibles de faire varier les paramètres de ces modèles indicateurs. Si la durée moyenne des accords

---

[36] Plus exactement, les erreurs de prévision sont fonction de la composante non anticipée du stock de monnaie sous l'hypothèse de rationalité des anticipations, alors que les modèles indicateurs font appel aux valeurs observées de la croissance du stock de monnaie. Ainsi, les données relatives à l'expansion monétaire ont un pouvoir explicatif si elles sont corrélées avec la composante non anticipée de cette expansion.

salariaux diminue, le taux de salaire moyen en termes nominaux devient plus sensible à court terme aux variations récentes du stock de monnaie, et il se peut que le stock de monnaie retardé renseigne moins sur l'évolution future de la dépense réelle. Il ressort également que l'information prospective contenue dans le stock de monnaie varie selon le mode de formation des anticipations de prix. La croissance retardée du stock de monnaie serait un meilleur indicateur avancé de la production réelle si les anticipations étaient simplement adaptatives plutôt que dérivées de façon rationnelle du bon modèle structurel.

L'analyse effectuée sous l'hypothèse de fixité des prix (section 5) a démontré que les paramètres seront également instables si les paramètres de commande entrant dans la fonction de réaction de la banque centrale se modifient. Les changements de régime de politique ont aussi d'importantes conséquences du côté de l'offre. Si les agents ne perçoivent pas immédiatement un changement de régime, il y aura une période d'apprentissage durant laquelle les erreurs de prévision des prix de tous les agents dépendront du stock de monnaie retardé. Par conséquent, la relation entre le stock de monnaie retardé, les prix et la production réelle pourrait varier considérablement au fil du temps.

7. Conclusions

La présente étude a examiné des explications possibles du décalage des prix et du revenu dans les équations empiriques de demande de monnaie et du décalage de la monnaie dans les modèles indicateurs de prix et de revenu. Elle a présenté une équation théorique de demande de monnaie où interviennent à la fois un ajustement partiel et un revenu permanent pour expliquer pourquoi M2 s'ajuste avec des retards différents aux prix et au revenu réel.

La présence du stock de monnaie retardé dans les modèles indicateurs peut refléter l'application d'un mécanisme de régulation du stock de monnaie par les taux d'intérêt. Dans cette étude, nous postulons l'existence d'une fonction de réaction où le taux d'intérêt courant est ajusté lorsque le taux d'expansion monétaire s'écarte d'un taux désiré à court terme[37]. Le taux d'intérêt courant fixé par la banque centrale dépend du stock de monnaie retardé si celle-ci tente d'amener graduellement le taux d'expansion monétaire vers le taux visé en longue période. Dans un modèle fondé sur l'hypothèse de rationalité des anticipations, le stock de monnaie renseigne sur l'évolution future des prix et de la dépense réelle dans les cas où, les accords salariaux étant conclus pour plusieurs périodes, les taux de salaire nominaux ne peuvent prendre en compte immédiatement les mesures de politique découlant de la fonction de réaction.

Le modèle théorique analysé à la section précédente révèle qu'un changement de régime de politique entraînerait au fil du temps une modification de la relation qui existe entre le stock de monnaie retardé et les valeurs contemporaines des prix et du revenu réel. Cela aurait pour effet de perturber les paramètres des modèles indicateurs estimés. Aussi doit-on user de prudence lorsqu'on se sert de ces modèles à des fins de prévision. Si le comportement de la banque centrale devait différer sensiblement du comportement adopté durant la majeure partie de la période d'estimation des modèles indicateurs, il se pourrait que ces modèles prévoient mal l'évolution future de l'activité économique. (Les résultats présentés par Muller à ce séminaire montrent toutefois que ce problème revêt peu d'importance sur le

---

37 Le rôle d'indicateur avancé joué par le stock de monnaie ne se limite pas aux régimes dotés de cibles monétaires explicites. Le stock de monnaie retardé contient de l'information même s'il est une simple variable parmi d'autres susceptibles d'orienter la politique monétaire.

plan statistique pour la période retenue dans les modèles indicateurs élaborés à la Banque.)

L'étude aborde brièvement deux autres hypothèses susceptibles d'expliquer les propriétés d'indicateur avancé inhérentes au stock de monnaie retardé. L'analyse théorique donne à penser que la croissance passée du stock de monnaie peut servir d'indicateur avancé si elle est corrélée avec des variables omises dans les modèles indicateurs. Ce résultat trouve une application dans l'hypothèse que le stock de monnaie retardé reflète les contraintes de liquidité sur la dépense. Cette possibilité est mise de l'avant par des théories récentes concernant le marché du crédit; selon ces théories, les avoirs nets de l'emprunteur sont un important déterminant des flux nets de crédit. S'il en était vraiment ainsi, on pourrait s'attendre que l'insertion du crédit dans les modèles indicateurs monétaires réduise sensiblement les paramètres du stock de monnaie retardé. Or, l'addition des valeurs contemporaine et retardée du crédit à la consommation au modèle indicateur de PIB réel entraîne une forte augmentation du pouvoir explicatif, sans pour autant abaisser la taille ou le degré de signification statistique des coefficients des variables de monnaie retardées. Par conséquent, même si les processus de création de la monnaie et du crédit sont reliés entre eux, l'information prospective que renferme le stock de monnaie retardé n'est pas liée à la capacité de celui-ci d'appréhender les contraintes de crédit ou d'emprunt.

En s'inspirant de l'étude effectuée par Mishkin (1976) sur l'incidence que la situation financière des ménages exerce sur la consommation, on peut concevoir un troisième mécanisme contribuant à faire du stock de monnaie retardé un indicateur avancé de la dépense courante. En fait, selon cet auteur, une augmentation de la valeur retardée des avoirs des ménages (monnaie comprise) peut provoquer, par les effets qu'elle exerce sur la liquidité, un relèvement du niveau optimal des dépenses de consommation en biens durables.

Nous pourrons mieux comprendre la dynamique des équations de demande de monnaie et des modèles indicateurs si nous poussons plus loin la recherche dans plusieurs directions. On pourrait par exemple utiliser les principaux résultats émanant des modèles indicateurs dans l'analyse des effets du revenu permanent sur la demande de monnaie, car l'une des limitations d'un processus autorégressif est que, lorsqu'il sert dans la modélisation des anticipations rationnelles au sujet du revenu permanent, l'information prospective que renferme le stock de monnaie retardé n'est pas prise en compte.

Enfin, l'étude fait état de résultats confirmant que la croissance de la monnaie et du crédit contient des informations propres au sujet de la croissance de la dépense. Contrairement à la croissance de la monnaie, celle du crédit est affectée de coefficients dont la somme n'est pas significativement différente de zéro dans le modèle indicateur de PIB réel, ce qui laisse croire que les renseignements importants sont véhiculés par l'accélération du crédit[38]. La condition de nullité de la somme des coefficients n'est pas en contradiction avec un modèle où une augmentation du flux contemporain de crédit à la consommation se traduit par un relâchement des contraintes de liquidité imposées au niveau de la dépense des ménages. Le rôle du crédit comme indicateur mérite par conséquent d'être approfondi.

---

[38] Voir Freedman et Longworth (1990) pour une analyse de ce résultat.

Annexe
Modèles indicateurs[1]

	Modèles relatifs		$\bar{R}^2$	Meilleurs modèles[2]		$\bar{R}^2$
Consommation						
Termes nominaux	i)	M2+(0)	0,223			
	ii)	M2+(1)	0,195			
Termes réels	i)	M1R(5)	0,393	i)	CMR(2)	0,381
	ii)	M1R(5)	0,242	ii)	M1R(5), TSE(5)	0,351
Prix	i)	M2(2)	0,737			
	ii)	M2(2)	0,742			
Investissements des entreprises						
Termes nominaux	i)	M2+(1)	0,347	i)	M2+(1), PEAB(3)*	0,456
	ii)	M2+(1)	0,341	ii)	M2+(1), CCTEB(2)*	0,400
Termes réels	i)	M2+(0)	0,206	i)	M2+(0), PEAB(3), TSE(4), R90(6), TXCH(6)	0,565
	ii)	M2+R(2)	0,224	ii)	CCTEB(2)*, TSE(1), R90(6), TXCH(3)	0,354
Prix	i)	M2+(1)	0,569	i)	CCTE(1), TSE(0)	0,639
	ii)	M2+(1)	0,574			
Construction de logements						
Termes nominaux	i)	M1(2)	0,461			
	ii)	M1(2)	0,401			
Termes réels	i)	M1R(6)	0,401	i)	CHH(5)*, M1R(6)	0,518
	ii)	M2R(6)	0,385	ii)	M2R(6)*, TSE(3)	0,480
Prix	i)	M1(2)	0,326	i)	M1(2), TSE(7), R90(7), TXCH(4)	0,612
	ii)	M1(2)	0,276			

(à suivre)

1. Les modèles précédés de i) comprennent les valeurs contemporaines des variables explicatives, ce qui n'est pas le cas des modèles précédés de ii). Le nombre optimal de retards est indiqué entre parenthèses.
2. Le modèle retenu est le modèle relatif à la monnaie, à moins d'indication contraire.

Annexe (suite)
Modèles indicateurs

	Modèles monétaires	$\bar{R}^2$
PIB		
Termes nominaux	ii) M1(2)	0,475
Termes réels	ii) M1R(2)	0,310
Prix	ii) M2(2)	0,624

Définitions

CMR - Ensemble du crédit réel consenti aux ménages (crédit à la consommation plus crédit hypothécaire à l'habitation)

PEAB - Prêts aux entreprises plus acceptations bancaires dans les banques à charte

CCTEB - Crédit à court terme consenti aux entreprises par les banques à charte (PEAB plus prêts en devises étrangères accordés aux résidents)

CCTE - Crédit à court terme consenti aux entreprises par les banques et les institutions parabancaires

CHH - Crédit hypothécaire à l'habitation consenti par les banques et les institutions parabancaires

TSE - Indice des cours de la Bourse de Toronto

R90 - Taux du papier commercial à 90 jours

TXCH - Taux de change ($ canadien en $ É.-U.)

* Agrégat dont la somme des coefficients est fixée à zéro

Bibliographie

Bernanke, B. et M. Gertler (1989). «Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations», *American Economic Review*, vol. 79, pp. 14-31.

Blinder, A. (1981). «Temporary Income Taxes and Consumer Spending», *Journal of Political Economy*, vol. 89, pp. 26-53.

Calomiris, C. et G. Hubbard (1987). *Imperfect Information, Multiple Loan Markets, and Credit Rationing*, polycopié.

Darby, M. (1972). «The Allocation of Transitory Income Among Consumers' Assets», *American Economic Review*, vol. 62, pp. 928-941.

Fazzari, S. et M. Athey (1987). «Asymmetric Information, Financing Constraints and Investment», *Review of Economics and Statistics*, vol. 69, pp. 481-487.

Feige, E. (1967). «Expectations and Adjustments in the Monetary Sector», *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 57, pp. 462-473.

Flavin, M. (1981). «The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income», *Journal of Political Economy*, vol. 89, pp. 974-1009.

Flavin, M. (1985). «Excess sensitivity of consumption to current income: liquidity constraints or myopia?», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 18, p. 117-136.

Freedman, C. et D. Longworth (1990). «Debt and Credit: Recent Canadian Developments», *North American Review of Economics and Finance*, vol. 1, p. 33-51.

Hayashi, F. (1985). «The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, pp. 183-206.

Kohli, U. (1981). «Permanent income in the consumption and the demand for money functions», *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 227-238.

Mishkin, F. (1976). «Illiquidity, Consumer Durable Expenditure, and Monetary Policy», *American Economic Review*, vol. 66, pp. 642-654.

Muller, P. (1989). *Might Financial Aggregates Still Have a Role in Policy Formulation?*, communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Québec en juin 1989.

Pencavel, J. (1986). «Labor Supply of Men: A Survey», *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, O. Ashenfelter et R. Layard (éd.), North-Holland, Amsterdam.

Stiglitz, J. et A. Weiss (1981). «Credit Rationing in Markets with Imperfect Information», *American Economic Review*, vol. 71, pp. 393-410.

Whited, T. (1990). *Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data*, Finance and Economics Discussion Series n° 114, Federal Reserve Board, Washington (D. C.), mars.

Wilcox, J. (1989). «Liquidity Constraints on Consumption: The Real Effects of "Real" Lending Policies», *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, automne, pp. 39-52.

Zeldes, S. (1989). «Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation», *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp. 305-346.

Commentaires

Douglas D. Purvis

En 1973, à une conférence de la *Brookings Institution*, la personne invitée à commenter une étude réalisée par Stephen Goldfeld sur la demande de monnaie déclarait en introduction que celui-ci avait tout fait subir à l'équation de m^d, à part la torture. Mon impression, après ce séminaire, et en particulier après avoir lu le document d'Allan Crawford, est que cette fois la tâche est bien amorcée.

Allan présente les résultats d'une étude ambitieuse dans laquelle les relations entre la monnaie, les prix, les taux d'intérêt et le revenu sont examinées sous de multiples aspects. En fait, l'une de mes impressions, à la lecture de son document, est qu'il comporte une *surabondance* d'analyses. Certaines analyses sont menées sans motivation apparente, tandis que, par ailleurs, plusieurs sujets intéressants ne sont pas étudiés en profondeur. Même si les questions que l'auteur se propose d'examiner sont bien définies, il aurait été bon que ses efforts soient moins dispersés. En effet, si les modèles de demande de monnaie et les modèles indicateurs sont exposés séparément de manière assez approfondie, la synthèse que laisse présager le titre de l'étude est, selon moi, nettement incomplète. Le document est néanmoins un bon point de départ dans cet effort de synthèse, et l'on y trouve un certain nombre de suggestions de recherche utiles qui contribueront à l'opération.

À la section 2, Allan passe en revue les résultats empiriques obtenus à l'aide des deux types de modèles. Les Tableaux 1, 2, 3 et 4 résument les

résultats de l'estimation d'une équation de demande de M2 exprimée en taux de croissance, où la dynamique est représentée par une structure polynomiale de retards. Ces résultats ne nous réservent aucune surprise véritable : nous constatons que les variations du revenu et des prix précèdent celles de la monnaie. On aurait pu cependant aller encore plus loin et ajouter quelques tests de sensibilité, en procédant par exemple à une analyse plus détaillée des résidus. Je m'attendrais cependant à ce que l'antériorité des modifications de (y, p) sur celles de m soit confirmée, comme le serait l'autre résultat clé voulant que m réagisse plus vite aux prix qu'au revenu.

Les résultats des modèles indicateurs mettent en lumière le rôle d'indicateur avancé joué par la monnaie, bien que persiste le problème déjà relevé à plusieurs reprises au cours du présent séminaire, à savoir que les meilleures prévisions du revenu nominal et de chacune de ses deux composantes sont imputables à des agrégats monétaires différents.

Les sections 3 et 4 analysent en détail la fonction de demande de monnaie, en commençant par le modèle d'ajustement partiel (section 3). Nous pourrions consacrer la majeure partie du temps qui nous est accordé à débattre du manque de fondements microéconomiques de cette spécification, mais cela ne semble pas opportun ici. Dans un autre ordre d'idées, j'ai été étonné de ne voir aucune mention du modèle de Brainard-Tobin («*Pitfalls*»), où l'ajustement partiel est formalisé à l'aide d'un processus à plusieurs variables et où les restrictions interéquations qui découlent de la contrainte de richesse sont prises en considération explicitement; avec ce modèle, l'interaction entre, par exemple, la monnaie et le crédit étudiée par la suite dans le document d'Allan aurait pu être traitée dans un cadre d'«équilibre général».

La section 3.1 porte sur le modèle d'ajustement partiel. Ici, une question centrale est de savoir si la dynamique de l'ajustement monétaire

reflète un ajustement lent des encaisses effectives vers une cible qui se modifie rapidement, ou encore un ajustement rapide vers une cible qui se déplace lentement. Les premiers travaux [p. ex. ceux d'Edgar Feige (1967)[1]] abordaient cette question sous l'angle des anticipations régressives, ce qui donnait lieu à un problème d'identification classique. De toute façon, même avec des anticipations régressives, le modèle d'ajustement partiel ne permet pas d'expliquer la différence de vitesse dans l'ajustement des encaisses aux variations des prix et du revenu. Crawford invoque cette déficience pour justifier le choix du revenu permanent (y^P) à titre de variable d'échelle dans le modèle d'ajustement partiel; dans le modèle ainsi défini, les encaisses effectives s'ajustent vers les encaisses désirées à un rythme constant, mais le niveau-cible des encaisses réagit différemment aux variations des prix et du revenu réel.

Il s'agit là d'une ligne de recherche prometteuse, mais son utilité effective dépend évidemment pour une large part de la représentation de y^P; à la section 4, Crawford présente les résultats donnés par deux mesures du revenu permanent couramment utilisées. La première, qui s'inspire des études sur la consommation, repose sur le revenu rationnellement anticipé, qui est lui-même censé suivre un processus autorégressif stochastique d'ordre fini, tandis que la seconde est tout simplement fondée sur une distribution infinie de retards du revenu.

Les estimations obtenues à l'aide de la première mesure sont plausibles, mais il y a anomalie en ce sens que «les encaisses sont plus sensibles au revenu retardé que ne le laisse croire l'hypothèse du revenu permanent anticipé de façon rationnelle». Crawford laisse entendre que cela

---

1 Edgar L. Feige, «Expectations and Adjustments in the Monetary Sector», *American Economic Review*, vol. 57, mai 1967, pp. 462-473.

pourrait être l'une des raisons pour lesquelles les variations du revenu précèdent celles de la monnaie dans les équations de demande de monnaie, alors que c'est l'inverse dans les modèles indicateurs. Il passe alors à l'étude de la mesure de y^p fondée sur une distribution infinie de retards. Il montre que cette mesure produit des résultats analogues à ceux du modèle doté d'anticipations rationnelles et d'une variable de revenu transitoire et indique que la distribution infinie de retards du revenu saisit peut-être l'incidence conjuguée du revenu permanent et du revenu transitoire.

Il me semble qu'il aurait été utile à ce stade-là d'étudier plus à fond la relation entre la monnaie et le revenu permanent sous l'angle des anticipations rationnelles. Par exemple, ainsi qu'on nous l'a mentionné plus tôt, «les modèles indicateurs de dépense montrent que le stock de monnaie retardé renferme aussi d'utiles renseignements sur le sentier futur du revenu». Or, ce résultat est essentiel pour l'étude de la question qui nous intéresse, étant donné que le rôle du stock de monnaie retardé dans la détermination de y^p pourrait représenter un important élément de réponse; pourtant, cet aspect de la question n'est pas approfondi.

La section 5 est consacrée aux modèles indicateurs à prix fixes. Deux résultats intéressants y sont présentés. Le premier est que les fonctions de réaction de la politique monétaire peuvent contribuer à expliquer pourquoi les modifications de la monnaie précèdent celles du revenu. L'auteur aurait pu cependant pousser un peu plus loin l'analyse, d'autant plus que ses recherches ont été effectuées à la banque centrale, où l'on connaît probablement mieux qu'ailleurs la nature de la fonction de réaction. Après tout, il semble que celle-ci ait subi des changements au cours des vingt dernières années, et si des résultats confirmant ou infirmant l'existence de tels changements nous étaient présentés, nous saurions peut-être si l'antériorité

des modifications de la monnaie sur celles du revenu est en grande partie attribuable aux réactions de la politique monétaire.

Le noyau du modèle décrit à la section 5 se compose des équations 23 et 24 et de la fonction de réaction, qui est représentée par l'équation 25. Sa dynamique repose sur plusieurs éléments : les valeurs retardées de r et de y dans l'équation IS, l'ajustement partiel de la demande de monnaie, le revenu permanent dans la fonction de demande de monnaie ainsi que la fonction de réaction de la politique monétaire, qui comporte un ajustement partiel du taux d'expansion monétaire pris pour cible et une dérive. La conciliation visée par l'auteur consiste à déterminer le rôle joué par ces divers facteurs - tâche formidable à tout le moins. Au lieu de s'y attaquer, Allan choisit de comparer les résultats du modèle de base à ceux du modèle incorporant des variables de crédit.

Ceci nous amène au deuxième résultat, à savoir que les variables de crédit jouent également le rôle d'indicateur avancé, mais non au détriment de la monnaie. La monnaie *ne* sert *pas*, d'après les observations de l'auteur, de variable d'approximation du crédit. L'effet de bilan de Mishkin est ensuite évoqué comme une explication possible de ce résultat, sans pourtant être explicitement testé. Il s'agit là d'un point qu'il pourrait se révéler très utile d'étudier à l'aide d'un modèle mixte de demande de monnaie et de consommation; en effet, les travaux récents consacrés à la consommation portent à croire que les contraintes de liquidité peuvent jouer un certain rôle, et peut-être même un rôle important.

L'auteur étudie ensuite, à la section 6, des versions du modèle indicateur à prix variables, l'une postulant l'équilibre des marchés et l'autre admettant l'existence d'accords salariaux portant sur plusieurs périodes. Les résultats théoriques n'ont rien d'étonnant. Si les marchés sont en équilibre, la monnaie ne peut jouer le rôle d'indicateur avancé du revenu réel, même

si elle aide à prévoir le niveau des prix. Quant aux modèles où les accords conclus portent sur plusieurs périodes, ils se caractérisent par un ajustement nominal lent aux variations du stock de monnaie, redonnant ainsi un rôle à ces variations dans la détermination du revenu réel futur. L'auteur ne fournit cependant aucun résultat empirique qui nous aiderait à comprendre le rôle de l'offre ou son interaction avec la formation des anticipations et la fonction de réaction.

Même si ce document intéressant et ambitieux est fort instructif, on peut à juste titre, selon moi, affirmer que les résultats présentés par Allan, bien qu'ils soient stimulants, sont bien loin d'être concluants. Il est encore trop tôt pour ranger les instruments de torture!

Discussion générale

David Longworth ouvre le débat en soulignant que le fait que l'auteur ne fasse aucune mention du modèle de Brainard-Tobin tient probablement au désappointement que celui-ci a causé à la Banque dans les années 70, période qui avait été marquée par la construction de modèles. Doug Purvis signale que la Banque avait alors tenté d'appliquer le modèle de Brainard-Tobin à l'analyse des flux financiers, et Longworth renchérit en disant que celui-ci a également servi à l'étude de la demande de monnaie. Pierre Fortin est d'avis que d'autres travaux devraient viser à déterminer pourquoi les retards des prix et de la production dans la fonction de demande de monnaie ne sont pas de même durée. Il se demande si la différence est due à l'utilisation de données désaisonnalisées et recommande d'essayer des données non désaisonnalisées.

Charles Adams demande si la thèse de l'existence d'une fonction de réaction de la banque centrale ne devrait pas conduire à une relation *négative* entre l'expansion monétaire et la croissance du revenu réel, étant donné qu'une expansion rapide pousse la banque centrale à resserrer les conditions monétaires, ce qui fait ensuite ralentir la croissance de la production. Allan Crawford avance qu'il s'agit là d'une question empirique, que le premier retard produirait l'effet négatif évoqué par Adams uniquement si $\delta < \tau$ (ce qui signifie que l'inertie de la demande de monnaie est inférieure au paramètre de commande avec ajustement graduel que comporte la fonction de réaction).

Charles Freedman fait remarquer que, même si le rythme souhaité d'expansion monétaire à court terme s'aligne sur le rythme d'expansion

observé dans le modèle de Crawford, seuls les taux de variation s'ajustent. Il en va autrement lorsque la cible est exprimée en niveau. En fait, il se peut que la modélisation en taux de croissance ne traduise pas la fonction de réaction des autorités si celles-ci tiennent compte des niveaux (et, par conséquent, n'autorisent pas de dérive).

Pierre Duguay souligne que l'explication avancée par Crawford n'a pas à être exprimée en taux de croissance; le résultat sera le même si l'on suppose que la banque centrale ramène graduellement le stock de monnaie au niveau visé. Il convient cependant avec Charles Adams de ce que la thèse de la fonction de réaction est plus susceptible d'engendrer une relation négative entre la monnaie et le revenu, car la banque centrale ne ferait pas sciemment l'hypothèse que τ est plus petit que δ. L'explication de Crawford présuppose donc que la banque centrale fonde son action sur une surestimation de δ et que ce qu'elle considère comme un lent processus d'ajustement de la demande de monnaie pourrait être en réalité le fruit d'un concours de circonstances ou de la trop grande lenteur de sa propre réaction.

Steve Poloz signale que, si la fonction de réaction est telle que Crawford l'imagine, des changements du régime de politique monétaire influeraient non seulement sur les paramètres des modèles indicateurs, mais aussi sur ceux des fonctions de demande de monnaie.

Pour Pierre Fortin, les variables étant toutes corrélées les unes avec les autres, le comportement de la monnaie dans les modèles indicateurs pourrait bien tenir uniquement à l'omission de variables pertinentes. En outre, il est possible à son avis que le crédit exerce une incidence fortement non linéaire sur les contraintes de crédit aux niveaux tant microéconomique que macroéconomique, comme il en est question dans un article récent de John McCallum. Crawford fait remarquer qu'il a soumis le crédit à certains tests, mais que cela n'a pas eu pour effet d'écarter la monnaie. Selon lui, les

variables tenant compte du caractère ouvert de l'économie canadienne représentent un important groupe de variables omises.

John McCallum soutient que le changement de régime de politique monétaire constitue un élément très important. Au cours de la période allant de 1976 à 1981-1982, τ est manifestement égal à zéro, mais comme après cette période M1 n'était pas censé servir de cible, il ne devrait avoir aucune valeur explicative. Crawford cite le travail de Patrice Muller sur les modèles indicateurs, selon lequel M1 exprimé en termes réels explique mieux l'évolution du PIB réel avant 1982, tout en conservant un pouvoir explicatif appréciable par la suite (même si la variable dépendante retardée devient plus importante). Il attire l'attention sur une note en bas de page où il reconnaît que le rôle d'indicateur avancé joué par la monnaie ne se limite pas aux régimes dotés de cibles monétaires explicites, aussi longtemps que celle-ci figure parmi les indicateurs suivis par la Banque. Patrice Muller fait observer que le rôle de M1 est très marqué au cours de la période 1984-1989, c'est-à-dire une fois implantées les principales innovations influant sur la demande de monnaie.

Tiff Macklem demande si Crawford a testé les contraintes imposées aux coefficients de la fonction de demande de monnaie, c'est-à-dire si le coefficient de r_t était effectivement négatif et celui de r_{t-1} positif dans l'équation 22. Il ajoute que ces contraintes ont été rejetées dans ses propres recherches. Crawford signale qu'il en a été de même dans les siennes.

En ce qui concerne l'argument de la fonction de réaction des autorités monétaires, Charles Freedman désire savoir si l'on a fait intervenir le stock de monnaie retardé dans le modèle indicateur à titre d'approximation des taux d'intérêt contemporains. Crawford répond que l'inclusion du taux d'intérêt courant ne permet pas de supprimer complètement le stock de monnaie retardé.

La stabilité des modèles indicateurs laisse perplexe Peter Howitt, étant donné les changements de régime et les déplacements de la demande de monnaie. Fortin émet l'opinion que les déplacements ne posent pas de problème important lorsque les équations sont formulées en taux de croissance, puisqu'ils n'entraînent d'erreurs que durant un nombre limité de trimestres. Freedman fait remarquer qu'il en va de même pour la demande de monnaie. Longworth signale qu'il est possible, dans le cas de M1, d'utiliser une fonction de demande exprimée en niveaux et dotée seulement d'un petit nombre de variables de déplacement. Freedman souligne que les autorités monétaires ne peuvent faire abstraction des déplacements de la demande de monnaie lorsqu'elles se fixent des cibles pour l'évolution des agrégats monétaires en raison d'un problème de crédibilité. Howitt ajoute que les autorités monétaires peuvent tout de même utiliser les agrégats comme indicateurs.

Dans sa dernière intervention, Crawford fait observer que la différence entre les vitesses d'ajustement de la monnaie au revenu et aux prix subsiste lorsqu'on utilise des retards plus longs des taux d'intérêt, même si elle perd de son ampleur. Dans de récents travaux où il fait appel à une spécification autorégressive du revenu permanent à la Flavin (décrite dans la version révisée de son étude), la différence entre les vitesses d'ajustement aux prix et à la production persiste, mais elle est moins marquée.

SYNTHÈSE DES MODÈLES DE DEMANDE DE MONNAIE ET DES MODÈLES INDICATEURS

Allan W. Gregory, Gregor W. Smith et Tony Wirjanto*

Introduction

L'objet de la présente étude est l'examen de plusieurs questions concernant la relation entre les modèles habituels de demande de monnaie et les modèles indicateurs, ou modèles de prévision, de revenu réel ou de revenu nominal.

Les questions

Un certain nombre de questions doivent être examinées lorsqu'on désire étudier les conséquences qu'entraîne une interprétation conjointe des résultats de l'estimation des équations de demande de monnaie et de ceux des modèles indicateurs, ou modèles de prévision, de production ou de revenu en termes réels ou nominaux.

- Comment concilier les relations décrites par les modèles indicateurs et celles que formalisent les fonctions de demande de monnaie? Par exemple, les modèles indicateurs font apparaître l'antériorité des variations de la monnaie par rapport à celles du revenu alors que les fonctions de demande inversent habituellement cette relation.

* *Nous tenons à remercier Pierre Duguay, Peter Howitt et David Longworth pour leurs commentaires sur les versions antérieures. Ces commentaires nous ont été d'une grande utilité. Nous remercions également Bruce Montador et Lea-Anne Solomonian pour la qualité de leur travail de correction.*

- Les estimations des modèles indicateurs et des modèles de demande de monnaie considérés conjointement correspondent-elles aux vues traditionnelles des économistes sur le mécanisme de transmission de la politique monétaire et la structure de l'économie?

- Sinon, que semblent-elles indiquer à propos du mécanisme de transmission et de la structure de l'économie?

Les questions suivantes seront également examinées :

i) Pourquoi les taux d'intérêt et la monnaie interviennent-ils tous deux dans les modèles indicateurs? Par exemple, les résidus de l'équation de demande de l'agrégat monétaire M2 peuvent jouer un rôle dans les modèles indicateurs de dépense. Ce rôle consiste-t-il à repérer des erreurs de spécification ou de mesure, ou encore à garantir l'exogénéité de la masse monétaire?

ii) Comme on l'a vu plus haut, les variations du revenu précèdent celles de la monnaie dans les modèles de demande de monnaie, tandis que la monnaie semble être un indicateur avancé du revenu dans les modèles indicateurs. À titre d'exemple, la corrélation entre la production nominale et le stock nominal de monnaie est importante; ainsi en est-il de la corrélation entre cette variable et la production nominale retardée. Ces faits peuvent-ils être conciliés?

iii) Plus précisément, l'ajustement de M2 au revenu réel se fait très lentement (d'où les spécifications ayant trait au taux de croissance); M2 semble toutefois afficher la plus forte corrélation instantanée parmi tous les indicateurs (ainsi que cela ressort des données trimestrielles).

Nous tenterons de voir si la réponse à ces questions nous renseigne sur le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Dans la préparation de la présente étude, nous avons mis à contribution un grand nombre de recherches menées antérieurement par des économistes de la Banque du Canada. Cependant, nous n'essayons pas d'analyser l'abondante accumulation

de résultats présentée par exemple dans Muller (1989), les propriétés des modèles indicateurs que nous étudions ici étant relativement simples.

Nous n'utilisons que les propriétés fondamentales suivantes : nous faisons intervenir la monnaie et les taux d'intérêt dans les modèles indicateurs et nous employons la structure dynamique de retards des deux modèles. Quoique nous n'examinions pas les propriétés des divers agrégats monétaires, nous tirons tout de même parti de la causalité à la Granger qui existe entre les variables réelles de monnaie et de production.

Le travail que nous avons été invités à entreprendre consistait à repérer, à partir de modèles empiriques, les uns du type indicateur et les autres formalisant la demande de monnaie, les relations structurelles qui les sous-tendent et celles dont ils ne peuvent découler. La méthode que nous employons consiste à construire un certain nombre de structures théoriques simples que nous appellerons PGI (processus générateurs d'informations). Par la suite, nous dérivons les deux modèles à partir de chacune de ces structures afin de déterminer si les hypothèses qui les sous-tendent sont étayées par les faits. Cette méthodologie est esquissée à la section 1.

Dans la section de l'article consacrée à l'analyse, soit la section 2, le PGI de base consiste dans le système d'équations suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t$$
$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t$$

où m représente le stock réel de monnaie, y le revenu réel et r un taux d'intérêt. Ces variables pourraient exprimer des niveaux ou des taux de croissance et représenter des courbes IS et LM. Dans la première partie de l'article, il est supposé que les variations des taux d'intérêt nominaux sont identiques à celles des taux d'intérêt réels (autrement dit, π^e est constant au Canada) et que les variations des taux d'intérêt nominaux agissent sur la production réelle. Il est

à noter que, dans cette structure, la relation de demande de monnaie est statique et que la courbe IS ne comprend pas la variable de monnaie retardée. Partant du PGI de base, nous examinons les projections des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs en faisant différentes hypothèses au sujet de l'exogénéité et de la mesure des variables. Ainsi, si le taux d'intérêt nominal est exogène, nous exigeons que deux propriétés de covariance des erreurs soient respectées, afin que la variable retardée de monnaie puisse faire partie du modèle indicateur et que le caractère réaliste de la dynamique du modèle de demande de monnaie soit garanti. Ces propriétés sont : $\text{cov}(\varepsilon_t , \eta_t) < 0$ et $\text{cov}(\varepsilon_{t-1} , \eta_t) > 0$.

La section 2 offre une série d'exemples (ne s'excluant pas réciproquement) de transformations qui sont apportées au PGI de base, transformations qui peuvent justifier ces covariances. Dans le cadre de ces exemples, nous obtenons par voie analytique les projections des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs. Nous étudions d'abord le PGI de base sous l'hypothèse que la monnaie est exogène. Bien que cette interprétation puisse expliquer directement les projections du modèle indicateur, il est possible qu'elle ne corresponde pas adéquatement au comportement des prix et des taux d'intérêt ou à la dynamique des équations estimées de demande de monnaie.

À la section 2.1, nous posons que le taux d'intérêt est exogène et nous considérons la possibilité que certaines variables soient omises. Il est possible que diverses variables retardées interviennent dans les modèles indicateurs parce qu'elles renferment des informations sur le taux d'intérêt de la période courante. La section 2.2 modifie le PGI de base de façon à ce que la demande de monnaie dépende du revenu anticipé; cette dépendance pourrait expliquer la lenteur apparente de l'ajustement qui s'opère dans les équations estimées de demande de monnaie. À la section 2.3, nous retenons encore le PGI de base ainsi que l'hypothèse de taux d'intérêt exogène; toutefois, nous tenons compte

de l'existence d'une erreur de mesure du revenu réel. Si l'erreur en question est celle d'une prévision réalisée en plusieurs étapes, il est possible que la monnaie joue un rôle dans les modèles indicateurs puisqu'elle fournit un complément d'information sur les revenus antérieurs dont la mesure est imprécise. En outre, une erreur sur les variables du type que l'on observe habituellement peut faire en sorte que la demande de monnaie paraisse lente à s'ajuster et qu'un modèle indicateur intègre à la fois la monnaie et les taux d'intérêt.

À la section 2.4, nous considérons un PGI quelque peu différent, en ce sens qu'il intègre certaines des propriétés de neutralité des modèles classiques et un taux d'intérêt réel exogène à la politique monétaire. Nous y démontrons que des variables nominales (taux d'intérêt ou agrégats monétaires) peuvent, même en l'absence de mécanisme de transmission, augmenter la capacité de prévision d'un modèle indicateur dans la mesure où elles réagissent plus rapidement aux chocs réels sous-jacents que ne le font les variables mesurées en termes réels. Ceci est démontré dans le cadre d'un PGI servant aussi à simuler les résultats des prévisions de taux d'intérêt.

L'une des conclusions de la section 2 est qu'un large éventail de structures peuvent se révéler compatibles sur le plan qualitatif avec la dynamique des modèles indicateurs et celle des modèles de demande de monnaie. Parmi ces structures se retrouvent celles où intervient une conception du mécanisme de transmission adoptée par les banques centrales, selon laquelle ces dernières influent à la fois sur la monnaie et le revenu par l'action qu'elles exercent sur les taux d'intérêt nominaux.

La section 3 est consacrée à l'analyse de certains résultats. Cette analyse a lieu dans un cadre non stationnaire; nous employons des méthodes de simulation numériques dans le cadre d'un PGI fondé sur un modèle intertemporel de demande de monnaie avec ajustement partiel. Nous supposons qu'il y a cointégration de la demande de monnaie et nous adaptons un modèle dynamique de demande. Selon cette construction, le PGI réussit à

reproduire une projection habituelle de la demande de monnaie. Il peut également simuler l'effet d'augmentation à la marge du pouvoir de prévision qu'exercerait la monnaie (plus spécifiquement l'agrégat réel M2) dans un modèle indicateur de dépense réelle. La probabilité d'obtenir un tel effet est cependant faible, ce qui semble réaliste.

Dans le cadre de ce dernier PGI, l'estimation habituelle au moyen d'une seule équation des modèles dotés d'un mécanisme d'ajustement partiel et de correction des erreurs serait inappropriée. Aussi est-il possible d'utiliser ce processus pour étudier uniquement les estimations des équations de demande de monnaie. De façon générale, la troisième section illustre l'emploi de tests de simulation fondés sur une représentation artificielle de l'économie. On peut par exemple tester des relations structurelles en calculant le pourcentage des simulations qui sont à même de reproduire le résultat d'un test ou un profil de coefficients VAR avec des données observées. En dépit des limites inhérentes au PGI utilisé dans cette section, il sert bien à illustrer l'emploi qu'on fait des méthodes de simulation numériques formelles pour tester la correspondance quantitative qui existe entre les propriétés des projections des modèles indicateurs et celles des modèles de demande de monnaie, correspondance à laquelle on peut parvenir grâce à un modèle économique.

1. Méthodes et notation

Dans les pages qui suivent, on procède à l'examen de plusieurs PGI dans lesquels sont enchâssés les deux types de régressions. Il s'agit de voir si ces PGI sont en mesure de reproduire les phénomènes qui sont saisis par le modèle indicateur et les fonctions de demande de monnaie. Un PGI qui n'y parvient pas peut être rejeté. Parmi les caractéristiques que l'on tente de reproduire se trouvent les signes des coefficients, la présence de certaines variables ainsi que la dynamique observée. Les structures employées sont toutes très simples : par exemple, elles représentent des économies fermées. Dans certains cas, il est

possible de trouver par voie analytique les implications d'une structure donnée pour les deux projections; dans d'autres cas, il semble plus approprié d'employer des méthodes numériques.

1.1 Projection récursive

L'outil essentiel pour parvenir aux résultats par la voie analytique est la formule de projection récursive (qui est analogue à une régression séquentielle par MCO, au filtre de Kalman ou encore à des attentes conditionnelles sous une distribution conjointe normale). Par exemple, si y, m et r suivent conjointement une distribution normale,

$$E(y \mid m,r) = E(y \mid r) + E(y - E(y \mid r) \mid m - E(m \mid r)) \qquad (1)$$

tandis qu'avec d'autres types de distributions des probabilités, on pourrait considérer ces équations simplement comme des projections linéaires. Le dernier terme de l'équation 1 mesure à quel point m augmente le pouvoir de prévision du modèle.

1.2 Estimation par simulation

Dans certains cas, il est difficile de calculer les coefficients implicites de la variable de projection; on utilise alors des méthodes numériques. Ici, des méthodes soi-disant artificielles sont employées : elles consistent à enchâsser, dans un modèle économique stochastique, des modèles indicateurs et des modèles de demande de monnaie pour voir s'il est possible d'expliquer les incohérences dont les résultats de l'estimation de ces modèles sont entachés. Il s'agit là d'une approche indirecte. Un modèle de simulation dont on connaît les propriétés et la structure est construit, et l'on fait correspondre les deux projections aux données simulées provenant de ce modèle ou du PGI. Si les modèles de projection se comportent comme l'indiquent les données

rétrospectives, il est possible de tirer, à partir du PGI numérique, certaines conclusions provisoires à propos de leur structure historique.

Même si certaines données ont été utilisées dans la présente étude, une partie de l'estimation économétrique s'est effectuée sans le concours direct de données; les estimations des signes et de la taille des paramètres sont fondées sur des statistiques calculées à partir de données artificielles, telles que les coefficients obtenus au moyen des moindres carrés ordinaires (MCO) ou encore à l'aide de tests de causalité à la Granger qui correspondent à ceux des études empiriques effectuées à la Banque. Étant les plus aptes à reproduire ces statistiques, les valeurs paramétriques d'un modèle théorique numérique constituent des estimations de ces paramètres sous-jacents. La même méthode, fondée sur la fonction simulée de densité de probabilité des paramètres apparaissant dans les projections, pourrait servir à effectuer des tests.

1.3 Notation

Les lettres grecques servent à indiquer des paramètres (c.-à-d. des valeurs caractéristiques du PGI ou de la structure). Les autres lettres désignent les coefficients apparaissant dans les équations de projection ou encore leurs valeurs asymptotiques puisque, pour simplifier, nous nous référons dans les résultats analytiques aux valeurs de la population. Sauf indication contraire, aucun terme d'erreur du système n'est corrélé avec les variables du membre droit de l'équation correspondante. M, Y, p, m et y (toutes exprimées sous forme logarithmique) représentent respectivement le stock de monnaie nominal, la production nominale, le niveau des prix (indice implicite), le stock de monnaie réel et la production réelle; r est un taux d'intérêt nominal et i un taux d'intérêt réel. Nous utilisons un opérateur de retard L, tel que $L^s x_t = x_{t-s}$.

À la section 2, nous examinons par des méthodes analytiques la concordance de certains PGI simples avec les questions traitées en 2.1, 2.2 et 2.3. Nous avons par la suite entrepris une étude numérique assez détaillée

d'un PGI en particulier; cette étude permet de mettre en lumière une méthode apte à servir pour des versions plus complexes (portant sur une économie ouverte) des PGI examinés ci-dessous. Enfin, la dernière section contient quelques suggestions d'extensions possibles du modèle.

2. Quelques exemples de processus générateurs d'informations linéaires

Pour commencer, notre attention se focalise sur le comportement conjoint du stock de monnaie réel, du revenu réel et des taux d'intérêt. Supposons que m_t (le stock de monnaie réel), y_t (le revenu réel) et un taux d'intérêt r_t soient stationnaires et possèdent au moins deux moments. L'explication la plus simple de la présence simultanée de variables retardées de taux d'intérêt et de monnaie dans les modèles indicateurs de dépense est que la monnaie agit sur les deux autres variables et qu'il existe un mécanisme de transmission additionnel à y, outre celui qui s'exerce par l'entremise de r.

Supposons donc que M soit exogène dans un PGI simple. La banque centrale agit sur la base monétaire ou sur un taux d'intérêt à court terme quelconque, influençant ainsi M1 ou M2 et, par ricochet, p, y et r, un taux d'intérêt du marché. Le PGI est le suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \beta_3 m_{t-1} + \eta_t \tag{3}$$

où r et y sont endogènes. Nous faisons l'hypothèse que $\text{cov}(\varepsilon_t, \eta_t) = 0$. Mais comme la variable r_t est endogène, elle peut varier conjointement avec chacun de ces chocs de sorte que l'équation 2 ne sera pas une régression habituelle.

Les équations de forme réduite de production et de taux d'intérêt sont les suivantes :

$$y_t (1 - (\beta_1 - \beta_2\alpha_2/\alpha_3)L) = (\beta_3 + \beta_2/\alpha_3)m_{t-1} + \eta_t - (\beta_2/\alpha_3)\varepsilon_{t-1} \quad (4)$$

et

$$r_t = m_t/\alpha_3 - \varepsilon_t/\alpha_3 - (\alpha_2/\alpha_3)[(\beta_3 + \beta_2/\alpha_3)m_{t-1} + \eta_t - (\beta_2/\alpha_3)\varepsilon_{t-1}] \cdot (1 - (\beta_1 - \alpha_2\beta_2/\alpha_3)L)^{-1} \quad (5)$$

Il est à noter que, dans l'équation 5, la présence de r_{t-1} implique celle de ε_{t-1} et que, dans l'équation 4, la présence de y_t implique aussi celle de ε_{t-1}. Par conséquent, si η et ε sont des bruits blancs à moyenne nulle, le signe du coefficient de r_{t-1} dans la régression de y_t en y_{t-1}, m_{t-1} et r_{t-1}, sera donné comme suit d'après l'équation de projection récursive 1 :

$$\text{sgn}[(-\beta_2/\alpha_3) \cdot (-1/\alpha_3)] < 0 \quad (6)$$

de sorte que les variables retardées de monnaie et de taux d'intérêt feront toutes deux partie du modèle indicateur, et leurs coefficients seront affectés de signes pouvant être observés empiriquement. Signalons cependant que, pour

ce faire, la condition $\beta_2 \neq 0$ doit être respectée. En fait, on obtient, en utilisant les équations 4 et 5 :

$$\begin{aligned} E(y_t \mid y_{t-1}, m_{t-1}, r_{t-1}) = {} & E(y_t \mid y_{t-1}, m_{t-1}) \\ & + E(y_t - E(y_t \mid y_{t-1}, m_{t-1}) \mid r_{t-1} \\ & - E(r_{t-1} \mid y_{t-1}, m_{t-1})) \\ = {} & (\beta_1 - \beta_2\alpha_2/\alpha_3)y_{t-1} + (\beta_3 + \beta_2/\alpha_3)m_{t-1} \\ & + E(\eta_t - (\beta_2/\alpha_3)\varepsilon_{t-1} \mid -\beta_1\varepsilon_{t-1}/\alpha_3 \\ & - \alpha_2\eta_t/\alpha_3) \end{aligned} \tag{7}$$

La définition de ε_{t-1}, dans l'équation 2, permet ensuite d'obtenir la relation suivante :

$$\begin{aligned} E(y_t \mid y_{t-1}, m_{t-1}, r_{t-1}) = {} & (\beta_1 - \beta_2\alpha_2/\alpha_3)y_{t-1} + (\beta_3 + \beta_2/\alpha_3)m_{t-1} \\ & + \beta_2\alpha_2 y_{t-1}/\alpha_3 - \beta_2 m_{t-1}/\alpha_3 + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t \\ = {} & \beta_1 y_{t-1} + \beta_3 m_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \tag{8}$$

de sorte que l'équation 3 constitue déjà une projection.

Comme ce dernier PGI consiste essentiellement dans un modèle indicateur et un modèle de demande de monnaie, ce résultat coule de source. L'opinion selon laquelle les variations de la monnaie précèdent celles des taux d'intérêt et du revenu, au sens de la causalité à la Granger, s'accorde bien avec ce modèle indicateur et ne fait d'ailleurs que réitérer ce résultat de causalité. Toutefois, nous n'avons pas tenu compte des variations du niveau de prix et de l'endogénéité de celui-ci. Or, une interprétation possible de la dynamique de la demande de monnaie consiste à considérer que cette dernière découle de la lenteur d'ajustement des prix [voir Laidler (1985, 1988)]. On pourrait effectuer un test supplémentaire sur cette dynamique en étudiant l'équation de prix

résultant de ce PGI sous l'hypothèse que les prix ne s'ajustent que lentement à des variations de l'offre de monnaie.

Un test de ce genre est suggéré par MacKinnon et Milbourne (1988). Ceux-ci intervertissent les variables d'une équation de demande de monnaie à la Goldfeld et l'interprètent comme une équation de prix. Ainsi :

$$M_t - p_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \alpha_4(M_{t-1} - p_{t-1}) + \epsilon_t \qquad (9)$$

devient

$$p_t = M_t - \alpha_2 y_t - \alpha_3 r_t - \alpha_4(M_{t-1} - p_{t-1}) - \epsilon_t \qquad (10)$$

Ils ne trouvent cependant guère de preuves empiriques à l'appui de cette équation; les équations de prix (ou les modèles indicateurs d'inflation) ainsi formulées ne semblent pas donner de résultats satisfaisants. Cependant, Milbourne (1989) avance l'idée que, à court terme, les faibles corrélations observées entre le stock de monnaie nominal et le revenu nominal conforte l'hypothèse d'exogénéité du stock de monnaie tampon. Le fait d'introduire une fonction de réaction monétaire et une erreur de mesure (discutée ci-après) pourrait également compliquer la manière d'interpréter ce type de résultat.

Un autre aspect de la question a trait au comportement des taux d'intérêt. Sims (1980) et Litterman et Weiss (1985) font état de résultats de la période d'après-guerre provenant de plusieurs pays, qui révèlent que les variations des taux d'intérêt réels précèdent celles de la monnaie. C'est d'ailleurs l'hypothèse qui sera retenue tout le long de la présente section. Plus précisément, nous supposons que la banque centrale contrôle r_t (un taux d'intérêt nominal) et, par ce canal, agit sur m_t (les encaisses réelles) ainsi que sur y_t (la production réelle). Nous construisons d'abord des PGI simples sous l'hypothèse que les facteurs qui influencent les taux d'intérêt nominaux influent

également sur les taux d'intérêt réels; nous ne faisons donc pas pour le moment de distinction entre les deux types de taux d'intérêt. Par la suite, nous examinerons un cas extrême où la politique monétaire n'agit pas sur les taux d'intérêt réels.

Dans ce contexte, en quelles circonstances un rapport de causalité à la Granger allant à la fois de la monnaie et des taux d'intérêt à la production est-il possible? Considérons le PGI suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t \tag{11}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t \tag{12}$$

où par hypothèse les termes d'erreur ε et η suivent des distributions normales et identiques. On pourrait exprimer les variables de l'équation de demande de monnaie sous forme de taux de croissance ou encore ajouter à l'équation une variable dépendante retardée. La façon la plus simple d'envisager ce PGI est de considérer r comme un taux d'intérêt exogène de court terme et les deux équations comme décrivant la demande de monnaie et une courbe IS. Ainsi, m et y sont des variables endogènes. Nous posons maintenant que $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-s}) \neq 0$.

Avec ce PGI, la projection du modèle indicateur est donnée par l'équation suivante :

$$(\text{im})\ y_t = b_1 y_{t-1} + b_2 r_{t-1} + b_3 m_{t-1} + u_t \tag{13}$$

D'après ce PGI, on a :

$$\begin{aligned} E_{t-1} y_t &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + E(\eta_t \mid \varepsilon_{t-1}) \\ &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + E(\eta_t \mid m_{t-1} - \alpha_2 y_{t-1} - \alpha_3 r_{t-1}) \end{aligned}$$

(de sorte que l'erreur provenant de la structure de la demande de monnaie intervient comme un élément du modèle indicateur)

$$\begin{aligned} &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \delta(m_{t-1} - \alpha_2 y_{t-1} - \alpha_3 r_{t-1}) \\ &= (\beta_1 - \delta\alpha_2) y_{t-1} + (\beta_2 - \delta\alpha_3) r_{t-1} + \delta m_{t-1} \end{aligned} \qquad (14)$$

où plim $\delta = \text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1})/\text{var}(\varepsilon_t)$, comme dans toute régression linéaire. On suppose que la matrice sous-jacente de covariance des erreurs est constante.

Dans les versions empiriques des équations de ce type, $\delta > 0$, ce qui dénote une covariance positive des erreurs. En comparant le modèle indicateur et l'équation 12 du PGI, on remarque que, α_3 étant négatif, le rôle joué en apparence par la variable retardée de taux d'intérêt est réduit (cette variable devient un nombre négatif dont la valeur absolue est plus petite que, par exemple, β_2). Il convient aussi de souligner que, dans cette projection, la variable monétaire agit sur celle de revenu.

Examinons également la projection du modèle de demande de monnaie dans le cadre de ce PGI :

$$\begin{aligned} E_t m_t &= \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + E(\varepsilon_t \mid \eta_t) \\ &= \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \delta'(y_t - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 r_{t-1}) \\ &= (\alpha_2 + \delta') y_t - \delta'\beta_1 y_{t-1} + \alpha_3 r_t - \delta'\beta_2 r_{t-1} \end{aligned} \qquad (15)$$

où $\delta' = \text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t)/\text{var}(\eta_t)$. La projection en question donne lieu à un modèle simple de retards échelonnés dans lequel les variations du revenu précèdent celles de la monnaie. De plus, $\beta_1 > 0$ et $\beta_2 < 0$, selon une interprétation type de ce PGI. Par conséquent, $\delta' < 0$ est une condition nécessaire de non-alternance des signes dont sont affectés les coefficients de cette projection; cette condition est d'ailleurs respectée [voir Crawford (1990), reproduit dans le présent volume].

Notons que ces résultats vaudraient également si le PGI avait la forme suivante :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t \tag{16}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_3 m_{t-1} + \eta_t \tag{17}$$

où r agit sur m, qui agit à son tour sur y. Les deux projections sont alors les suivantes :

$$\begin{aligned} E_{t-1}y_t &= (\beta_1 - \delta\alpha_2)y_{t-1} + (\beta_3 + \delta)m_{t-1} - \delta\alpha_3 r_{t-1}) \\ E_t m_t &= (\alpha_2 + \delta')y_t - \delta'\beta_1 y_{t-1} + \alpha_3 r_t - \delta'\beta_3 m_{t-1} \end{aligned} \tag{18}$$

où δ et δ' sont définis comme il se doit. Une fois de plus, il est facile de démontrer que l'obtention de modèles indicateurs et de modèles de demande de monnaie réalistes exige que les conditions suivantes soient satisfaites : $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$ et $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) < 0$.

Dans cet exemple simple, il est nécessaire que $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1}) \neq 0$ pour que les taux d'intérêt ainsi que le stock de monnaie interviennent dans le modèle indicateur; cette condition a également des répercussions sur le modèle de demande de monnaie. Cependant, les résultats obtenus jusqu'ici sont tautologiques, la véritable question étant de savoir ce qui explique les inégalités $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$ et $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) < 0$. Notons également que plus la valeur absolue de δ' est élevée, plus lent est l'ajustement de la projection du modèle de demande de monnaie, et que plus δ est grand, plus important est l'effet du stock de monnaie retardé sur le modèle indicateur. Cette observation est reliée au point iii) de l'introduction. Cela dit, nous passons en revue plusieurs façons (ne s'excluant pas mutuellement) de modifier notre PGI hypothétique pour

expliquer ces covariances, puis nous tentons de trouver des façons de faire la distinction entre ces dernières.

2.1 Fonctions de réaction et variables omises dans le PGI

D'après les résultats qui viennent d'être mentionnés, une variable qui ne fait partie que de l'équation de demande de monnaie du PGI devrait s'intégrer au modèle indicateur avec le signe opposé. Inversement, une variable qui ne se retrouve que dans l'équation de revenu du PGI devrait conserver son signe dans le modèle de projection. Soit, à titre d'exemple, le PGI suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t + \alpha_4 z_t \tag{19}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t + \beta_4 w_t \tag{20}$$

Sous les contraintes $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$ et $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) < 0$, le coefficient de z_t dans le modèle indicateur sera $-\delta\alpha_4$, tandis que le coefficient de w_t dans le modèle de demande de monnaie sera $-\delta'\beta_4$. Par exemple, z_t pourrait être une variable muette saisissant une modification quelconque de la structure de demande de monnaie.

Crawford (1990), dont l'étude est publiée dans le présent volume, évoque la possibilité que m_{t-1} et r_{t-1} interviennent tous deux dans le modèle indicateur (c.-à-d. $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$) parce que ce modèle est formulé comme une équation de prévision alors que le revenu observé dépend des taux d'intérêt courants. Si la monnaie retardée aide à prédire le taux d'intérêt courant (comme ce serait le cas sous l'hypothèse d'une fonction de réaction), elle peut aussi servir à prédire le revenu.

Soit, à titre d'exemple, le PGI suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t \tag{21}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t + \beta_4 r_t \tag{22}$$

$$r_t = \psi m_{t-1} + v_t \tag{23}$$

où l'équation 23 est une fonction de réaction[1]. Après examen des deux projections associées à ce PGI, le modèle indicateur s'exprime comme suit :

$$\begin{aligned} E_{t-1}y_t &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + E(\eta_t + \beta_4 r_t \mid m_{t-1} - \alpha_2 y_{t-1} - \alpha_3 r_{t-1}) \\ &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + E(\eta_t \mid \varepsilon_{t-1}) + E(\beta_4 r_t \mid m_{t-1} - \alpha_2 y_{t-1} - \alpha_3 r_{t-1}) \\ &= (\beta_1 - \delta\alpha_2) y_{t-1} + (\beta_2 - \delta\alpha_3) r_{t-1} \\ &\quad + \delta m_{t-1} + \beta_4 \psi m_{t-1} \end{aligned} \tag{24}$$

Si $\delta = 0$, on obtient :

$$E_{t-1}y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \beta_4 \psi m_{t-1} \tag{25}$$

D'après Crawford, puisqu'on pourrait normalement s'attendre à ce que β_4 soit négatif, il en serait de même pour ψ, de sorte que le stock de monnaie retardé pourrait avoir un effet positif sur le revenu attendu, comme c'est d'ailleurs le cas dans les modèles indicateurs [voir également les fonctions de réaction dans Barro (1989)]. Cela donnerait $\text{cov}(\beta_4 r_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$, soit la condition requise.

Il existe plusieurs façons d'explorer cette éventualité. La première consiste à vérifier si la régression de r_t en $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ résulte en un coefficient positif. Un tel coefficient serait logique dans une fonction de réaction : en effet, si la croissance de l'agrégat monétaire a été plus rapide durant la dernière période qu'on ne l'a prédit en se fondant sur le comportement historique des taux

---

[1] Signalons que dans le PGI initial (équations 11 et 12), η_t aurait incorporé l'effet de la variable omise r_t.

d'intérêt et du revenu, le taux d'intérêt de la période courante connaîtra un changement positif.

Deuxièmement, selon cette logique, toute variable qui aide à prévoir les taux d'intérêt doit être intégrée au modèle indicateur. Ainsi, la fonction de réaction pourrait également donner lieu à un ajustement de r_t aux variations récentes du taux d'inflation ou du taux de change, lesquelles variations pourraient être affectées de signes opposés dans le modèle indicateur.

Troisièmement, il serait possible d'examiner le PGI proposé ci-après en considérant aussi la projection de demande de monnaie qu'elle implique, soit :

$$\begin{aligned} E_t m_t &= \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + E(\epsilon_t \mid y_t - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 r_{t-1} \\ &\quad - \beta_4 r_t, r_t - \psi m_{t-1}) \\ &= \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \delta'(y_t - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 r_{t-1} - \beta_4 r_t) \\ &\quad + \delta_2(r_t - \psi m_{t-1}) \\ &= (\alpha_2 + \delta')y_t - \delta'\beta_1 y_{t-1} + (\alpha_3 - \delta'\beta_4 + \delta_2)r_t \\ &\quad - \delta'\beta_2 r_{t-1} - \delta_2 \psi m_{t-1} \end{aligned} \tag{26}$$

où $\delta' < 0$ si $\text{cov}(\eta_t, \epsilon_t) < 0$ et où δ_2 est un coefficient défini de la même façon, avec $\delta_2 > 0$ si $\text{cov}(\epsilon_t, \upsilon_t) > 0$. (Notons que, dans toutes les projections récursives de demande de monnaie décrites jusqu'ici, nous avons fait l'hypothèse que y_{t-1} et r_{t-1} font déjà partie de l'ensemble du processus générateur d'informations; il ne s'agit pas là d'une simplification très importante). Il faut se rappeler que ψ doit être négatif pour que la fonction de réaction PGI justifie les résultats obtenus dans la projection du modèle indicateur. La variable dépendante retardée intervient dans les versions empiriques de la projection de demande de monnaie avec un coefficient positif. Par conséquent, δ_2 doit être positif; en d'autres termes, des chocs positifs sur la demande de monnaie sont associés, dans la période courante, à des taux d'intérêt plus élevés que prévu. Cela laisserait supposer que c'est en fait une

fonction de demande, par opposition à une fonction de réaction, qui se trouve identifiée.

Quatrièmement, il se pourrait aussi que m_t, plutôt que r_t, soit omis dans l'équation de y_t du PGI. Dans ce cas, m_{t-1} et r_{t-1} pourraient tous les deux servir dans la prévision de y_t et, en conséquence, être intégrés à la projection du modèle indicateur, ce qui nous ramènerait au PGI de l'équation 3.

2.2 Anticipations et demande de monnaie

Crawford (1990), dont l'étude est reproduite dans le présent volume, traite un quatrième fait stylisé en sus de ceux déjà énumérés à la première section, à savoir que, dans les équations de demande de monnaie, la détention d'encaisses nominales semble s'ajuster plus lentement aux variations du revenu réel qu'à celles des prix. À l'opposé, les vitesses d'ajustement dans l'équation type d'ajustement partiel sont identiques. On a habituellement interprété le fait mentionné par Crawford comme signifiant que l'ajustement s'opère au même rythme dans le cas des variations de prix que dans celui des variations d'une cible de revenu lissé (par exemple, le revenu attendu ou le revenu permanent) par opposition aux variations du revenu courant. Supposons que

$$m_t(1-\lambda L) = \alpha_2 \tilde{y}_t + \varepsilon_t \qquad (27)$$

où m_t représente les encaisses réelles (pour simplifier), λ résulte d'un ajustement partiel et $\tilde{y}_t$ est la série de données sur le revenu lissé. L'équation suivante exprime un modèle traditionnel relativement à $\tilde{y}_t$:

$$\tilde{y}_t = y_t/(1-\alpha L) \qquad (28)$$

c.-à-d. un modèle de moyenne mobile à horizon infini, dont les pondérations décroissent de façon géométrique. En combinant les équations 27 et 28, on obtient :

$$m_t(1-\lambda L)(1-\alpha L) = \alpha_2 y_t + \varepsilon_t(1-\alpha L) \qquad (29)$$

Cette équation confirme la lenteur de l'ajustement au revenu courant, à condition toutefois que les résidus de son estimation contiennent une moyenne mobile [voir Waud (1968) ainsi que Doran et Griffiths (1978)]. Cependant, il est possible que cette prédiction accessoire du modèle de demande de monnaie ne soit pas confirmée par les résultats empiriques. Dans Laidler (1985), on trouve une discussion de cette interprétation de la dynamique de la demande de monnaie fondée sur les «anticipations».

Une autre formulation est donnée par l'équation suivante : $\hat{y}_t = \theta_0 y_t + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2}$. Il s'agit là d'un exemple d'un processus autorégressif d'ordre fini qui pourrait survenir si la détention de m_t se faisait en fonction du revenu anticipé, lui-même fonction du revenu retardé. Cette formulation peut être appropriée s'il existe des coûts d'ajustement et que la valeur de la variable cible peut changer pendant le processus d'ajustement. Dans ce dernier cas, il est dans l'ordre normal des choses de considérer les coefficients de retard que l'on trouve dans la projection de demande de monnaie comme étant des amalgames de paramètres structurels (p. ex. l'élasticité de la demande de monnaie relativement au revenu) et des paramètres de la représentation de $\{y_t\}$, soit AR(3) dans le cas présent.

Un exemple tout aussi simple nous est fourni par la modification de notre PGI linéaire de base qui devient :

$$m_t = \alpha_2 E_{t-1} y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t \qquad (30)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t \qquad (31)$$

Cette modification visant à relier la détention d'encaisses monétaires au revenu attendu n'explique pas le rôle que joue le stock de monnaie retardé dans le modèle indicateur. Soit la projection de demande de monnaie suivante :

$$E(m_t \mid y_t, y_{t-1}, r_t, r_{t-1}) = c_1 y_t + c_2 y_{t-1} + d_1 r_t + d_2 r_{t-1} \qquad (32)$$

où plim $c_1 = 0$, plim $c_2 = \alpha_2\beta_1$, plim $d_1 = \alpha_3$ et plim $d_2 = \alpha_2\beta_2 < 0$. Cette relation explique en partie la lenteur du processus d'ajustement, comme il ressort d'ailleurs de Goodfriend (1985).

Une façon simple de vérifier cette autre explication de la dynamique consiste en une application de la critique de Lucas. Supposons d'abord que le modèle de demande de monnaie et le processus de détermination du revenu soient estimés conjointement et que les coefficients des variables du second (les β) varient durant la période d'estimation; supposons également que les coefficients des variables du premier modèle (les c) ne changent pas. Il est alors possible de rejeter le modèle [voir, par exemple, Hendry (1988) quant à la demande de monnaie]. Nous examinerons à la section 3 une autre façon d'étudier le modèle de lissage ou modèle intertemporel d'ajustement partiel.

2.3 Erreur de mesure du revenu

Il faut se rappeler que les résultats du modèle indicateur et du modèle de demande de monnaie dans le PGI initial ne s'expliquent que si les conditions suivantes sont respectées, à savoir : $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_{t-1}) > 0$ et $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) < 0$. Une interprétation simple que l'on peut donner de ces covariances est qu'elles résultent d'une erreur de mesure. Par exemple, leurs signes impliquent que $\text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) < 0$; lorsque le revenu est élevé (peut-être par rapport à sa tendance), la croissance monétaire est faible comparativement aux valeurs

prédites dans le cadre du PGI. Ce type de relation pourrait découler de comportements saisonniers différents entre les deux séries $\{\eta_t\}$ et $\{\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}\}$, ou encore de propriétés des séries chronologiques qui sont différentes entre les révisions respectivement apportées aux agrégats monétaires [voir Milbourne et Smith (1989)] et aux comptes nationaux. Cependant, il semble que les résultats obtenus dans le modèle indicateur et le modèle de demande de monnaie sont valides, que les données soient ou non désaisonnalisées et qu'elles soient ou non révisées. Par conséquent, l'incidence qu'ont ces facteurs semble négligeable sur le plan empirique.

Toutefois, pour que les erreurs de mesure fassent partie d'une explication des faits dont nous cherchons à faire la synthèse, il n'est pas nécessaire qu'un heureux hasard nous fasse découvrir des covariances entre les erreurs systématiques liées au revenu et à la monnaie. En guise d'exemple additionnel des effets d'une erreur de mesure, supposons le PGI suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t + \varepsilon_t \tag{33}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \eta_t \tag{34}$$

Nous faisons l'hypothèse que $\text{cov}(\varepsilon_t, \eta_t) = 0$. Supposons que dans la mesure du revenu se glisse une erreur saisie par η_t et qu'il ne s'agisse pas simplement d'une erreur de prévision à une seule étape. À titre d'exemple, posons que tant le revenu courant que le revenu retardé sont entachés d'erreurs de mesure (de prévision), de telle sorte que l'information obtenue à la période t-1 est $\{y_{t-2}, r_{t-1}, m_{t-1}\}$. Alors, $E_{t-1}y_{t-1} = \beta_1 y_{t-2} + \beta_2 r_{t-2}$. D'après la règle de prévision en chaîne, on a :

$$E_{t-1}y_t = \beta_1 E_{t-1}y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} = \beta_1^2 y_{t-2} + \beta_1\beta_2 r_{t-2} + \beta_2 r_{t-1}$$

d'où l'on obtient :

$$y_t - E_{t-1}y_t = \eta_t + \beta_1\eta_{t-1} \tag{35}$$

qui n'est autre qu'une moyenne mobile de premier ordre. D'autre part, dans la projection de demande de monnaie, on a

$$E_t m_t = \alpha_2 E_t y_t + \alpha_3 r_t = \alpha_2(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 r_{t-1}) + \alpha_3 r_t \tag{36}$$

et

$$m_t - E_t(m_t) = \varepsilon_t + \alpha_2\eta_t \tag{37}$$

y_{t-1} à la période t étant connu. Examinons la covariance existant entre les deux termes d'erreur composite. En premier lieu, comme $\text{cov}(\varepsilon_t + \alpha_2\eta_t,\ \eta_t + \beta_1\eta_{t-1}) = \alpha_2\sigma_\eta^2 > 0$, cette erreur de mesure ne peut expliquer la lenteur de l'ajustement de l'équation de demande de monnaie manifeste dans les données mesurées. Deuxièmement, $\text{cov}(\varepsilon_{t-1} + \alpha_2\eta_{t-1},\ \eta_t + \beta_1\eta_{t-1}) > 0$, de sorte que la variable monétaire retardée aura un rôle à jouer dans le modèle indicateur. Comme la mesure de y_{t-1} à la période t-1 est imparfaite, l'information obtenue sur m_{t-1} est utile dans le cadre du modèle indicateur.

Nous avons jusqu'ici examiné le cas où le revenu mesuré est assimilable au revenu attendu ou prédit. Voyons maintenant un autre cas dans lequel la covariance entre l'erreur de mesure et la valeur observée y_t est nulle : il s'agit là d'un modèle habituel d'erreurs sur les variables. Sargent (1987, pp. 346-348) discute de l'applicaiion de tests de causalité à la Granger dans un tel cas. Supposons que

$$y_{mt} = y_t + \omega_t \tag{38}$$

où $E\omega_t y_{t-s} = 0 \; \forall$ t, s. Autrement dit, l'erreur est orthogonale à la véritable valeur de la variable plutôt qu'à son estimation ou à sa prédiction. Supposons également que $E\omega_t m_{t-s} = 0 \; \forall$ t, s. Par mesure de simplification, les taux d'intérêt sont exclus, car aucune propriété du modèle ne repose directement sur eux. Le PGI en pareil cas est le suivant :

$$m_t = \alpha_2 y_t + \varepsilon_t \tag{39}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \eta_t \tag{40}$$

$$y_{mt} = y_t + \omega_t \tag{41}$$

où il n'existe aucune corrélation réciproque ou sérielle entre ω, η et ε. Nous nous intéressons à la projection $E(y_t \mid y_{mt-1}, m_{t-1})$, que nous formalisons ainsi : $E_{t-1}y_t = b_1 y_{mt-1} + b_3 m_{t-1}$. Pour calculer les valeurs asymptotiques des coefficients de projection, il est nécessaire de tenir compte des relations suivantes :

$$y_{mt} = \eta_t(1-\beta_1 L)^{-1} + \omega_t \tag{42}$$

$$y_{mt-1} = \eta_t L(1-\beta_1 L)^{-1} + \omega_{t-1} \tag{43}$$

$$m_t = \alpha_2 \eta_t(1-\beta_1 L)^{-1} + \varepsilon_t \tag{44}$$

de sorte que

$$\begin{aligned} \text{var}(m_{t-1}) &= \alpha_2^2\sigma_\eta^2/(1-\beta_1^2) + \sigma_\varepsilon^2, \; \text{var}(y_{mt}) = \text{var}(y_{mt-1}) \\ &= \sigma_\eta^2/(1-\beta_1^2) + \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

$$\text{cov}(y_{mt}, y_{mt-1}) = \beta_1\sigma_\eta^2/(1-\beta_1^2), \; \text{cov}(y_{mt}, m_{t-1}) = \alpha_2\beta_1\sigma_\eta^2/(1-\beta_1^2)$$

et

$$\text{cov}(y_{mt-1}, m_{t-1}) = \alpha_2 \sigma_\eta^2 / (1-\beta_1^2)$$

Pour simplifier, considérons le cas spécial où $\alpha_2 = 1$. Des équations normales habituelles découlent les valeurs suivantes :

$$\text{plim } b_1 = \beta_1 / [1 + \sigma_\omega^2/\sigma_\varepsilon^2 + (1-\beta_1^2)\sigma_\omega^2/\sigma_\eta^2] \qquad (45)$$

$$\text{plim } b_3 = \beta_1 / [1 + \sigma_\varepsilon^2/\sigma_\omega^2 + (1-\beta_1^2)\sigma_\varepsilon^2/\sigma_\eta^2] > 0 \qquad (46)$$

On peut également démontrer que si $\sigma_\omega^2 = 0$, plim $b_1 = \beta_1$ et plim $b_3 = 0$.

La même méthode peut être employée pour trouver les coefficients dans un modèle de demande de monnaie à retards échelonnés : $E(m_t | y_{mt}, y_{mt-1}) = c_1 y_{mt} + c_2 y_{mt-1}$. Dans cette projection, on a :

$$\text{plim } c_1 = \alpha_2 \sigma_\eta^2 (\sigma_\eta^2 + \sigma_\omega^2) / [\sigma_\eta^2 (\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\omega^2) + (\sigma_\omega^2)^2 (1-\beta_1^2)] \qquad (47)$$

$$\text{plim } c_2 = \alpha_2 \beta_1 \sigma_\eta^2 \sigma_\omega^2 / [\sigma_\eta^2 (\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\omega)^2 + (\sigma_\omega^2)^2 (1-\beta_1^2)] > 0 \qquad (48)$$

Si $\sigma_\omega^2 = 0$, plim $c_1 = \alpha_2$ et plim $c_2 = 0$. De même, il serait également possible de calculer les coefficients apparaissant dans une projection à ajustement partiel $E(m_t | y_{mt}, m_{t-1})$.

Le problème d'erreurs sur les variables qui vient d'être posé génère les phénomènes que nous cherchions à simuler; il explique en effet la présence du stock de monnaie retardé dans le modèle indicateur et celle du revenu retardé dans le modèle de demande de monnaie. Il convient de préciser une fois de plus que l'ampleur de ces effets dépend de σ_ω^2. En outre, il semble tout à fait plausible que l'erreur de mesure résulte d'une distribution variant dans le temps

de sorte que son effet sur les deux projections est susceptible de faire de même. Il serait possible, grâce à des recherches approfondies, de quantifier cet effet.

Effectuons quelques calculs simples pour voir si cette possibilité peut être davantage qu'un simple objet de curiosité. À titre d'exemple, supposons que le PGI comporte les paramètres suivants : $\alpha_2 = 2/3$; $\beta_1 = 0{,}9$; $\sigma_\eta^2 = \sigma_\varepsilon^2 = 1$; $\sigma_\omega^2 = 0{,}5$. Les valeurs asymptotiques des deux projections s'expriment alors comme suit :

$$E(y_t \mid y_{mt-1}, m_{t-1}) = 0{,}564y_{mt-1} + 0{,}282m_{t-1}$$
$$E(m_t \mid y_{mt}, y_{mt-1}) = 0{,}488y_{mt} + 0{,}147y_{mt-1} \qquad (49)$$

Ces projections sont irréalistes sous certains aspects, mais l'exemple qui précède démontre que l'effet de l'erreur de mesure est fonction des coefficients de la structure aussi bien que de l'importance de l'erreur elle-même. Si l'on considère les projections de variables observables, l'évolution du revenu précède celle de la monnaie dans le modèle de demande de monnaie; la monnaie précède le revenu dans le modèle indicateur; et enfin, monnaie et taux d'intérêt font partie du modèle indicateur (dans le cas du PGI général).

2.4 Douteuse causalité à la Granger

Il est une conclusion simple qui s'impose jusqu'ici à l'esprit, c'est qu'il est nécessaire de disposer de résultats empiriques sur le comportement en séries chronologiques des quatre variables M, r, y et p sans exception (y compris peut-être une fonction de réaction) pour pouvoir faire des déductions concernant le mécanisme de transmission. On ne pourra pas nécessairement, à partir des points énumérés dans l'introduction, faire un choix entre les diverses opinions relatives à ce mécanisme. Dans ce système à quatre variables, chacune sera normalement liée aux autres selon une causalité à la Granger; et signalons encore une fois qu'il y aura plusieurs explications possibles à cette

interdépendance. Un scénario plus spectaculaire consisterait à trouver des résultats *invalidant* l'hypothèse de causalité à la Granger. Nous terminons la présente section en considérant un PGI construit de façon à simuler une telle situation et en dérivant, dans le cadre de ce dernier, la projection d'un modèle indicateur.

En étudiant les données d'après-guerre d'un certain nombre de pays, Sims (1980) de même que Litterman et Weiss (1985) ont observé un fait surprenant : les taux d'intérêt réels semblent déterminer, au sens de Granger, la production, les prix et la monnaie, mais ils ne semblent pas être fonction de ces variables. Ce résultat les a amenés à mettre en doute l'idée que la politique monétaire agit sur la masse monétaire, puis, par le truchement des taux d'intérêt, influence la production réelle; tandis qu'on pourrait, par hypothèse, observer de telles relations de causalité, si une banque centrale agissait directement sur les taux d'intérêt plutôt que sur un agrégat monétaire (ce qui revient à dire que les résultats de tests de causalité à la Granger, pris isolément, concordent avec les modèles avec ou sans neutralité). Dans tous les cas, nos PGI simples ont été construits sous l'hypothèse que les mouvements de taux d'intérêt nominaux s'apparentent à des mouvements de taux réels, ou encore que les taux nominaux retardés influent sur la production réelle. Litterman et Weiss suggèrent un PGI linéaire simple qui soit compatible avec cette preuve de causalité sous la forme d'un système d'équations à quatre variables. Ce PGI revêt la forme habituelle suivante :

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 i_{t-1} + \eta_t \tag{50}$$

$$M_t - p_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 r_t \tag{51}$$

$$r_t = i_t + E_t(p_{t+1} - p_t) \tag{52}$$

$$i_t = \kappa i_{t-1} + v_t \tag{53}$$

où i_t représente un taux d'intérêt réel. On peut fermer le modèle à l'aide d'une règle de politique monétaire (fonction de réaction) s'appliquant soit au taux d'intérêt nominal r_t, soit au stock de monnaie nominal M_t. À titre d'exemple, considérons une règle de rétroaction relative à r_t,

$$r_t = \gamma \pi_t, \ \gamma > 0 \tag{54}$$

où $\pi_t = p_t(1 - L)$ de sorte que les autorités réagissent à l'inflation en haussant les taux d'intérêt nominaux. Nous pouvons ainsi résoudre le modèle par rapport à $\{p_t\}$ et $\{M_t\}$. En combinant les équations 54 et 52 et en faisant les substitutions nécessaires, on obtient :

$$\gamma \pi_t = i_t + E_t \pi_{t+1} \tag{55}$$

qui peut être résolue au moyen des méthodes habituelles; ce qui donne :

$$\pi_t = i_t(\gamma - \kappa)^{-1} \tag{56}$$

si $\gamma > \kappa$. Par conséquent, l'équation de forme réduite relative au taux d'intérêt nominal est :

$$r_t = \gamma \, i_t(\gamma - \kappa)^{-1} = \gamma(\gamma - \kappa)^{-1} v_t/(1 - \kappa L) \tag{57}$$

L'évolution de la production se fait selon l'équation suivante :

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 i_{t-1} + \eta_t \\ &= \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 v_{t-1}/(1 - \kappa L) + \eta_t \end{aligned} \tag{58}$$

Il est facile de montrer que r_{t-1} aide à prédire y_t, étant donné y_{t-1}, puisque contrairement à cette dernière variable, r_{t-1} fournit de l'information sur v_{t-1}. Le coefficient de r_{t-1} sera $\beta_2(\gamma-\kappa)/\gamma$. En fait, toute variable nominale pourrait constituer un indicateur valable dans une telle structure.

Cet exemple ne vise pas à examiner la question de l'attribution d'un rôle distinct à la monnaie à titre d'indicateur. Il sert plutôt à établir que des variables nominales (taux d'intérêt ou agrégats monétaires exprimés en termes nominaux) agissent sur la production réelle selon une relation de causalité au sens de Granger, parce qu'elles sont toutes deux reliées par une variable omise, soit le taux d'intérêt réel. Qu'une telle possibilité existe n'a rien de surprenant, mais elle présente un intérêt dans le cadre du PGI en cause pour les deux raisons suivantes : (i) on a manipulé ce PGI de manière à reproduire d'autres résultats empiriques portant sur les relations de causalité à la Granger; et (ii) la principale caractéristique du PGI est que le secteur monétaire réagit plus rapidement que le secteur réel à des chocs de taux d'intérêt réel [voir à ce sujet Fama (1982)]; en conséquence, les variables nominales constituent de bons indicateurs. Cette caractéristique ne semble avoir rien d'anormal. Toutefois, le modèle indicateur ne fournit aucune information sur le mécanisme de transmission existant dans cette économie extrêmement classique.

Il serait possible de modifier ce PGI classique en y incorporant des fonctions de réaction différentes ou encore des modèles différents d'offre globale tout en conservant la propriété selon laquelle les variables nominales seraient des indicateurs utiles. Ceux qui appuient le point de vue de la banque centrale au sujet du mécanisme de transmission pourraient soutenir que certaines hypothèses ou implications additionnelles de cette structure ne se vérifieraient pas. Tel peut fort bien être le cas, mais ce que cet exemple vise à souligner est la possibilité que les modèles indicateurs ne suffisent pas à distinguer une structure d'une autre ou informent peu au sujet du mécanisme de transmission.

Dans la présente section, nous avons analysé plusieurs façons pour des PGI simples d'expliquer le pouvoir de prédiction que possèdent les taux d'intérêt et le stock de monnaie dans un modèle indicateur réel. Nous avons montré que la présence d'agrégats monétaires dans de tels modèles peut correspondre à la conception qu'a habituellement une banque centrale du mécanisme de transmission. Nous avons aussi montré que des variables nominales (taux d'intérêt ou agrégats monétaires) peuvent jouer un rôle important dans les modèles indicateurs relatifs à la production réelle tout en n'exerçant aucun effet direct sur cette dernière. Par conséquent, la différenciation de ces structures semble nécessiter des résultats empiriques autres que ceux qui sont résumés dans les modèles indicateurs.

À la section 3, les propriétés de projection sont générées par un modèle simulé d'ajustement partiel intertemporel de la demande de monnaie. Certaines des propriétés *qualitatives* que nous cherchons à reproduire sont directement intégrées à un tel PGI; par exemple, la relation de demande de monnaie contient une variable dépendante retardée résultant des coûts d'ajustement. Conséquemment, nous ne nous limitons pas à établir les propriétés *qualitatives* des valeurs asymptotiques des deux projections; nous commençons plutôt par tester plus rigoureusement les PGI en examinant leurs propriétés *quantitatives*. À titre d'exemple, nous tenterons de voir s'il est possible de reproduire à l'aide de ce PGI les estimations des coefficients ou les tests statistiques obtenus avec des données observées.

3. Demande de monnaie dans un cadre quadratique linéaire

3.1 Le processus générateur d'informations

Tous les PGI que nous avons étudiés jusqu'ici sont stationnaires. Nous nous tournons maintenant vers une structure non stationnaire et non linéaire quant à ses paramètres et nous suivons des méthodes numériques. Il convient de souligner que les propriétés de projection que nous recherchons maintenant

ne découlent pas nécessairement des restrictions relatives à la covariance des erreurs comme c'était le cas à la section précédente. Nous adoptons des méthodes de simulation visant à contrôler des distributions de probabilité complètes des variables et à illustrer l'emploi de techniques récentes d'adaptation des données.

À ce stade, nous généralisons les fonctions statiques de demande de monnaie de la section 2 en posant que les encaisses monétaires sont établies suivant une fonction de perte intertemporelle où interviennent des coûts d'ajustement quadratiques. On peut considérer ces structures comme étant réalistes et résultant de l'agrégation des quantités de monnaie détenues par tous les agents, ou encore comme stipulant des linéarisations locales de premier ordre. Sargent (1987) analyse des problèmes de forme quadratique linéaire; Gregory, Pagan et Smith (1990) discutent d'identification et d'estimation en présence de variables intégrées (sous diverses hypothèses d'exogénéité). Mercenier et Sekkat (1988) utilisent la forme quadratique associée à une forme linéaire pour étudier un modèle d'une économie ouverte où la banque centrale fixe l'offre de monnaie ou le taux de change nominal. Domowitz et Hakkio (1990) en arrivent à la conclusion que le mécanisme d'ajustement partiel intertemporel est apte à représenter adéquatement la demande de monnaie pour ce qui est de plusieurs pays de l'OCDE.

Le détenteur de monnaie contrôle une variable scalaire m (encaisses réelles) et veut réduire la valeur actualisée des coûts d'ajustement et de déséquilibre :

$$E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} [\omega(m_s - \theta x_s)^2 + (m_s - m_{s-1})^2] \qquad (59)$$

où $\omega > 0$, étant donné m_t, un facteur d'actualisation $\beta \epsilon (0, 1)$ et une règle d'évolution (*law of motion*) gouvernant x_s. Le vecteur x fait partie de la quantité de monnaie cible; l'ajustement des coûts quadratiques et l'écart par rapport à une valeur d'équilibre θx des encaisses comportent des coûts. Dans

l'analyse qui suit, x est considéré comme une grandeur scalaire, tandis que dans les résultats de simulation, $x = (y\ r)'$, il est considéré comme un vecteur. Le paramètre ω détermine l'importance relative des coûts d'ajustement. Une condition de premier ordre résultant de l'équation 59 est la suivante :

$$E_t[\omega m_s - \theta\omega x_s + (1-L)m_s - \beta(1-L)m_{s+1}] = 0 \qquad (60)$$

Comme on le sait, les deux racines caractéristiques de cette équation de différence du second ordre sont positives et réelles et peuvent être supérieures ou inférieures à l'unité. Représentons les racines par λ_1 et λ_2, où $0 < \lambda_1 < \lambda_2$. La condition nécessaire de stabilité, $\lambda_1 < \beta^{-1/2}$, conduit à une solution de la forme suivante :

$$m_t = \lambda_1 m_{t-1} - (\lambda_1/\omega)\, E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} (\lambda_2)^{t-s}\theta x_s \right] \qquad (61)$$

On peut utiliser la formule de prédiction de Wiener-Kolmogorov pour remplacer les anticipations dans l'équation 61, étant donné que x suit un processus stochastique [voir Hansen et Sargent (1981a)]. Pour simplifier, nous supposerons que la règle d'évolution gouvernant la variable contraignante x (*forcing variable*) est donnée par l'équation suivante :

$$\rho(L)x_t = \eta_t \qquad (62)$$

où $\{\eta_t\}$ est une suite incontrôlable de différences ayant la forme d'une martingale et où les racines de $\rho(L)$ sont inférieures à la valeur absolue de $\beta^{-1/2}$. Nous utiliserons par la suite un exemple plus précis :

Exemple 1

$$(1-L)(1-\rho L)x_t = \eta_t \qquad (63)$$

où le paramètre $|\rho| < 1$, de sorte que les variables en x sont stationnaires, et leurs variations suivent un processus autorégressif de premier ordre. Posons que $\lambda = \lambda_1$ (c.-à-d. que la racine est stable). L'équation 61 devient alors :

$$m_t = \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)(1-\rho\beta\lambda)^{-1}(1-\rho\beta\lambda L)x_t \qquad (64)$$

Nous employons cette formulation parce qu'elle incorpore les cas particuliers que voici :

i) si $\beta = 0$, l'équation type d'ajustement partiel, c.-à-d. $m_t = \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)x_t$;

ii) si $\lambda = 0$ et que x_t est convenablement redéfini, le cas d'un ajustement immédiat à une mesure type du revenu permanent ou de la valeur actualisée;

iii) un mécanisme de correction d'erreurs de la demande de monnaie [voir ce qui suit et aussi Nickell (1985)].

Comme les résultats des modèles de correction des erreurs sont aussi pertinents dans les articles d'Ambler et Paquet et de Caramazza, Hostland et McPhail (qui se trouvent aussi dans le présent volume), nous procédons maintenant à une brève digression afin d'étudier dans quelles circonstances l'équation de demande de monnaie peut être représentée par un mécanisme de correction d'erreurs (MCE). Supposons d'abord que $\rho(L) = (1-L)^d\rho'(L)$, où $\rho'(L)$ est d'ordre fini et où toutes ses racines sont d'un ordre inférieur à un. Posons également que d est connu et que $\rho'(L)$ ne l'est pas. Cet ensemble d'informations permet alors de démontrer facilement ce qui suit :

Exemple 2 : d = 1

$$E(m_t \mid m_{t-1}, x_t) = \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)x_t$$

Ici, $\{m_t\}$ et $\{x_t\}$ ont une représentation I(1), et $m_t = \lambda m_{t-1} + \theta(1 - \lambda)x_t + \upsilon_t$, où υ_t a une représentation I(0) et constitue une nouvelle information à l'usage de l'économètre. Dans cet exemple, $E_t(x_s)$ peut être représentée par x_t plus un polynôme dans la fonction de retards exprimée par rapport à $(1 - L)x_t$ et η_t. Par conséquent, $E_t(x_s) = x_t$, $s \geq t$.

L'exemple 2 apporte des informations très limitées de sorte que υ_t peut montrer beaucoup de persistance. Cependant, des estimations cohérentes de θ, par exemple, sont encore possibles. Ainsi, la loi des anticipations itératives de l'exemple 2 donne l'équation suivante :

$$E_{t-1}(m_t) = m_{t-1} = \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)E_{t-1}(x_t)$$

de sorte que

$$m_{t-1} = \theta x_{t-1} + \upsilon_{t-1} \qquad (65)$$

où υ_{t-1} représente un choc non anticipé approprié. L'équation 65 est une régression type de cointégration, où θ est le coefficient de cointégration. Bien qu'une estimation par MCO de l'équation 65 génère une valeur cohérente pour θ, elle n'est pas nécessairement très efficiente si λ est grand (c.-à-d. ω est petit) de sorte que $\{\upsilon_t\}$ est par conséquent autocorrélé.

Considérons également le cas des variables qui ont une représentation I(2).

Exemple 3 : d = 2

$$E_t(m_t) = \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)(1-\beta\lambda)^{-1}(1-\beta\lambda L)x_t$$

Ici, $\{m_t\}$ et $\{x_t\}$ ont une représentation I(2) et on a de nouveau $v_t = m_t - \lambda m_{t-1} - \theta(1 - \lambda)(1 - \beta\lambda)^{-1}(1 - \beta\lambda L)\, x_t$, qui représente pour l'économètre un choc non anticipé. Cependant, en règle générale, v_t a une représentation I(1); si cette expression s'ajustait comme une équation économétrique (en forme d'ajustement partiel type, par exemple), les résidus pourraient avoir une racine unitaire.

Considérons également un cas stationnaire :

Exemple 4 : Processus stationnaire AR(1); $(1 - \rho_1 L)x_t = \eta_t$

Ainsi :

$$m_t = \lambda m_{t-1} + (1-\beta\lambda)(1-\lambda)\theta x_t/(1-\rho_1\lambda\beta)$$

représente la solution de l'équation 61. On peut la réécrire sous la forme suivante :

$$\Delta m_t = (\lambda-1)(m_{t-1} - \theta x_{t-1}) + (1-\lambda)\,\theta\,[x_t(1-\beta\lambda)/(1-\rho_1\lambda\beta) - x_{t-1}]$$

ou encore comme suit :

$$\Delta m_t = (\lambda-1)[m_{t-1} - (1-\beta\lambda)\theta x_{t-1}/(1-\rho_1\lambda\beta)] + (1-\lambda)(1-\beta\lambda)\theta\Delta x_t/(1-\rho_1\lambda\beta)$$

Cette équation ne possède une forme MCE que si $\rho_1 = 1$.

Pour terminer, revenons à notre exemple initial comportant un processus AR(2) [ou ARIMA(1, 1, 0)]. Dans l'exemple 1, nous avons :

$$(1-L)(1-\rho L)x_t = \eta_t$$

et l'équation 64 était la suivante :

$$m_t = \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)(1-\rho\beta\lambda)^{-1}x_t - \lambda\rho\beta\theta(1-\lambda)(1-\rho\beta\lambda)^{-1}x_{t-1}$$

Afin que soit complété le PGI basé sur l'exemple 1, le terme d'erreur est requis. Si la cible est $m^*_s = \theta x_s + \varepsilon_s$, on a :

$$E_t\, \omega\, (\beta\lambda_2)^{-1}\varepsilon_t/(-(\lambda_2 L)^{-1}+1) = \omega\lambda\varepsilon_t$$

Par conséquent, le processus stochastique associé à $\{x_t\}$ dans l'exemple 1 implique que :

$$\begin{aligned} m_t = {} & \lambda m_{t-1} + \theta(1-\lambda)(1-\rho\beta\lambda)^{-1}x_t \\ & - \lambda\rho\beta\theta(1-\lambda)(1-\rho\beta\lambda)^{-1}x_{t-1} + \omega\lambda\varepsilon_t \end{aligned} \qquad (66)$$

Pour obtenir le MCE dans l'exemple 1, nous soustrayons m_{t-1} des deux membres de l'équation 64, puis nous ajoutons au membre droit de l'équation et en retranchons l'expression $\theta(1 - \lambda)(1 - \rho_2\beta\lambda)^{-1}x_{t-1}$. On obtient alors :

$$\Delta m_t = (\lambda-1)[m_{t-1} - \theta x_{t-1}] + \theta(1-\lambda)(1-\rho\beta\lambda)^{-1}\Delta x_t + \omega\lambda\varepsilon_t \qquad (67)$$

Notons que ρ est un élément du coefficient de Δx_t et qu'il peut y avoir corrélation entre Δx_t et ε_t. Dans ce cas, $\{x_t\}$ est un processus AR(2), mais le facteur commun généré par l'intégration nous permet d'exprimer Δm_t uniquement en fonction du terme de correction d'erreurs et de Δx_t. Cependant,

si nous considérions un exemple dans lequel $\{x_t\}$ était un processus AR(2) stationnaire, nous serions généralement dans l'impossibilité d'exprimer Δm_t en fonction d'un terme retardé de correction des erreurs et d'un nombre fini de Δx_t. Enfin, une estimation par MCO de l'équation 66 ne peut converger que sous l'empire de l'une des deux conditions suivantes : i)$\rho = 0$ ou ii) Δx_t est faiblement exogène (c.-à-d. qu'il n'existe aucune covariance entre η_t et le terme d'erreur de l'équation 66).

3.2 Simulations

Nous simulons maintenant le PGI (exemple 1, équation 66) en utilisant des valeurs paramétriques précises. Par la suite, nous ajustons des modèles indicateurs simples et des modèles types de demande de monnaie aux données simulées, puis nous effectuons divers tests portant sur la causalité à la Granger. Comme nous supposons que $cov(\varepsilon_t, \eta_t) \neq 0$, nous ne faisons pas l'hypothèse que les variables en x sont exogènes.

Lors de l'établissement des paramètres du PGI, nous avons adapté le modèle de façon à ce qu'il concorde approximativement avec certaines propriétés des données. Il vaut donc la peine de passer brièvement en revue les données employées de même que les résultats de la corrélation et de la régression. Le Tableau 1 présente les données, et le Tableau 2 les coefficients d'autocorrélation pour la période d'estimation.

Utilisant la notation employée précédemment à la section 3.1, nous spécifions $m_t = LM2R^*_t$ et $x_t = (LRR^*_t, R90_t)$. Au Tableau 2, il saute aux yeux que LM2R, LRR et R90 ne sont pas stationnaires et qu'il existe pour LM2R et LRR un profil saisonnier très marqué. Au Tableau 3, nous tentons d'éliminer le profil saisonnier en procédant à la régression de ces variables sur une

Tableau 1

Les données

Variables	M2R, RR et R90
Périodicité	Trimestrielle (données non désaisonnalisées)
Période d'observation	Févr. 1968-janv. 1989 (84 observations)
M2R	Comprend la monnaie et les dépôts à vue, après déduction des effets de paiement du secteur privé en cours de compensation, tous les dépôts à préavis et à terme des particuliers ainsi que les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers dans les banques à charte, le tout divisé par l'indice implicite du PIB.
RR	Revenu réel (1981 = 100)
R90	Taux du papier de premier choix à 90 jours des sociétés
LM2R et LRR	M2R et RR en logarithmes
DR90	Différence première de R90
DLM2R et DLRR	Différences premières de LM2R et LRR (c.-à-d. les taux de croissance)
DLM2R* et DLRR*	Valeurs de DLM2R et DLRR désaisonnalisées au moyen d'une constante et de trois variables muettes de désaisonnalisation
v.m.d.	Indique la présence d'une constante et de trois variables muettes de désaisonnalisation

Tableau 2

Coefficients d'autocorrélation

	Niveau			Différences premières		
Variables	**LM2R**	**LRR**	**R90**	**DLM2R**	**DLRR**	**DR90**
r_1	0,9587	0,9326	0,9101	-0,2230	-0,0284	0,2003
r_2	0,9213	0,8711	0,7868	-0,1789	-0,8315	-0,0977
r_3	0,8857	0,8570	0,6817	-0,1752	-0,0598	-0,0436
r_4	0,8514	0,8410	0,5874	0,6002	0,9000	-0,0595
r_5	0,8145	0,7760	0,5056	-0,2670	-0,0290	-0,0552
r_6	0,7782	0,7174	0,4355	-0,1136	-0,7891	-0,0084
r_7	0,7398	0,7022	0,3665	-0,1529	-0,0559	-0,1553
r_8	0,7014	0,6870	0,3252	0,4400	0,8170	-0,0988
r_9	0,6615	0,6270	0,3010	-0,2307	-0,0029	0,0747
r_{10}	0,6237	0,5705	0,2602	-0,0367	-0,7305	0,0401
r_{11}	0,5890	0,5524	0,2084	-0,0676	-0,0522	0,0401
r_{12}	0,5518	0,5347	0,1555	0,2629	0,7527	-0,0202
⋮						
r_{24}	0,2009	0,1722	-0,0580	0,0475	0,5915	-0,0327
Variance	0,0766	0,0531	10,336	0,0004	0,0035	1,7336

Tableau 3
Coefficients d'autocorrélation obtenus à partir de données désaisonnalisées

Variables	DLM2R*	DLRR*
r_1	-0,1695	-0,4270
r_2	-0,2200	0,2825
r_3	-0,1028	-0,3752
r_4	0,5265	0,5492
r_5	-0,2145	-0,4585
r_6	-0,1629	0,2268
r_7	-0,0787	-0,2700
r_8	0,3458	0,3190
r_9	-0,1490	-0,2627
r_{10}	-0,1046	0,2528
r_{11}	0,0275	-0,2317
r_{12}	0,1312	0,0185
⋮		
r_{24}	-0,1126	-0,0921
Variance	0,000316	0,000378

constante et trois variables muettes de désaisonnalisation (v.m.d.) afin d'obtenir DLM2R* et DLRR*. (Il est clair toutefois qu'au terme de ce procédé, une certaine saisonnalité stationnaire continue à se manifester.)

Si nous revenons à la notation de forme vectorielle de l'équation 63, $\eta_t = \{\eta_{1t}, \eta_{2t}\}$ avec $(1-L)(1-\rho_1 L)LRR^*_t = \eta_{1t}$ et $(1-L)(1-\rho_2 L)R90_t = \eta_{2t}$. Aux fins de simulation, nous posons que ρ_1 et ρ_2 sont égaux aux coefficients

d'autocorrélation de premier ordre calculés ci-dessus, à savoir : $\rho_1 = -0{,}427$ et $\rho_2 = 0{,}20$. Il existe, bien sûr, d'autres modèles que le simple modèle ARIMA (1,1,0) pour ce qui est du revenu et des taux d'intérêt. Il est possible, par exemple, d'effectuer des simulations à partir d'une courbe IS dynamique. À noter également que les processus de détermination du revenu et des taux d'intérêt qui ont été adaptés ne sont pas cointégrés; s'ils l'étaient, il y aurait une singularité dans les régressions de cointégration statiques portant sur la demande de monnaie.

On obtient la matrice de variance-covariance $\text{Vcov}(\varepsilon_t, \eta_t)$ à partir des covariances des observations relatives à DLM2R*, DLRR* et DR90, apparaissant au Tableau 4.

Tableau 4

Matrice des covariances : $\text{Vcov}(\varepsilon_t, \eta_t)$

	DLM2R*	DLRR*	DR90
DLM2R*	0,00032		
DLRR*	0,00016	0,00038	
DR90	0,00371	0,00889	1,75445

Pour ce qui est des simulations de ε_t et η_t, elles s'obtiennent en tirant T = 84 observations d'un générateur de nombres aléatoires avec distribution normale dont la matrice de variance-covariance est donnée au Tableau 4. Nous adaptons le reste du modèle à la taille des projections de demande de monnaie présentées au Tableau 5 ci-après.

Tableau 5
Estimations des régressions

Demande de monnaie - Ajustement partiel

$$LM2R_t = \text{v.m.d.} + \underset{(0,0531)}{0,7728\ LM2R_{t-1}} + \underset{(0,0650)}{0,2711\ LRR_t} + \underset{(0,0015)}{0,0001\ DR90_t}$$

$\bar{R}^2 = 0,9964$ DW = 2,0917 Q(27) = 50,80

Demande de monnaie - Relation de long terme

$$LM2R_t = \text{v.m.d.} + \underset{(0,0156)}{1,2084\ LRR_t} - \underset{(0,0027)}{0,0070\ DR90_t}$$

$\bar{R}^2 = 0,9864$ DW = 0,5741 Q(27) = 258,483

Nota : v.m.d. représente des variables muettes de désaisonnalisation.

À partir de la relation de long terme apparaissant au Tableau 5, nous obtenons le vecteur $\theta^T = \{\theta_1, \theta_2\}$ où $\theta_1 = 1,2$ et $\theta_2 = -0,007$. Tout ce qu'il reste à faire pour compléter le PGI, c'est d'établir les valeurs de β et de ω. Nous avons choisi la valeur $\beta = 0,97$ (bien que les résultats ne soient pas sensibles à une modification de cette valeur) et avons posé $\omega = 0,28$; ces deux valeurs impliquent que $\lambda = 0,6$ et que la valeur moyenne du coefficient estimé de $LM2R_{t-1}$ dans une équation de demande de monnaie est approximativement égale à la valeur de 0,77 apparaissant ci-dessus (voir à ce propos les résultats de simulation ci-dessous).

Pour adapter le modèle, nous avons jusqu'ici employé la matrice de covariance des taux de croissance (Tableau 4), l'autocorrélation de ces taux (Tableau 3) ainsi que les projections relatives à la demande de monnaie

(Tableau 5). Ce faisant, nous avons attribué des valeurs à Vcov(ε_t, η_t), ρ_1, ρ_2, θ_1, θ_2, β et ω. Comme ces valeurs se fondent sur des données, elles constituent des estimations économétriques. Il existe une théorie bien développée concernant leurs propriétés [voir Gregory et Smith (1990) ainsi que Smith (1989)], mais elle n'est pas explicitée dans la présente étude. De toute évidence, le fait de choisir les paramètres de façon à ce qu'ils correspondent à certaines propriétés des données ne nous permet pas d'en tester la structure (encore que cet appariement puisse lui-même se révéler étonnamment difficile). Ainsi, nous proposons par la suite un test informel qui consiste à comparer le modèle indicateur tiré de données simulées à l'aide du PGI adapté avec les modèles indicateurs où interviennent des données observées. Cette comparaison est d'ordre quantitatif puisqu'elle implique des estimations de coefficients et des tests statistiques. Elle repose tout simplement sur l'idée que les paramètres du PGI sont suridentifiés; le modèle retient plus de contraintes qu'il n'est nécessaire à son estimation. Gregory et Smith (1991) traite de l'inférence formelle à l'aide de méthodes de simulation.

Les résultats de régression que l'on trouve au Tableau 6 concernent des vecteurs autorégressifs VAR(2) s'appliquant aux niveaux et aux différences premières de la monnaie, du revenu et des taux d'intérêt. À partir de ces régressions libres de contrainte, nous procédons à divers tests de causalité à la Granger.

Les tests simples de causalité à la Granger effectués à partir de ces VAR sont présentés au Tableau 7 ci-dessous. Pour tout ensemble de trois variables, on peut tester l'hypothèse nulle que (x,y) ne cause pas z au sens de Granger, dénotée par l'expression (x,y) ngc z. Quant à l'expression (x) ngc z(y), elle représente le même test, mais cette fois sous l'hypothèse nulle que x n'exerce pas sur z une influence causale à la Granger lorsque y est un élément du modèle.

Tableau 6
Estimations des équations VAR(2)

En niveaux

$LM2R_t$ = v.m.d. $+0{,}82205\ LM2R_{t-1} + 0{,}46836\ LM2R_{t-2}$
(0,1251) (0,12141)

$-0{,}11286\ LRR_{t-1} + 0{,}32319\ LRR_{t-2}$
(0,12874) (0,12270)

$+0{,}00259\ R90_{t-1} + 0{,}00191\ R90_{t-2}$
(0,00158) (0,00167)

$\bar{R}^2 = 0{,}9959$ DW = 2,1706 Q(27) = 67,3101

LRR_t = v.m.d. $+0{,}22761\ LM2R_{t-1} - 0{,}13844\ LM2R_{t-2}$
(0,11600) (0,11254)

$+0{,}26032\ LRR_{t-1} + 0{,}64564\ LRR_{t-2}$
(0,11934) (0,11374)

$+0{,}00087\ R90_{t-1} - 0{,}00397\ R90_{t-2}$
(0,00147) (0,00155)

$\bar{R}^2 = 0{,}9950$ DW = 2,0523 Q(27) = 36,5760

$R90_t$ = v.m.d. $-4{,}04702\ LM2R_{t-1} + 4{,}62942\ LM2R_{t-2}$
(9,60909) (9,32293)

$-7{,}26430\ LRR_{t-1} + 7{,}71878\ LRR_{t-2}$
(9,88637) (9,42198)

$+1{,}17617\ R90_{t-1} - 0{,}33541\ R90_{t-2}$
(0,12146) (0,12807)

$\bar{R}^2 = 0{,}8390$ DW = 1,9451 Q(27) = 19,1547

(à suivre)

Tableau 6 (suite)
Estimations des équations VAR(2)

En différences premières

$DLM2R_t$ = v.m.d. - 0,07920 $DLM2R_{t-1}$ - 0,25282 $DLM2R_{t-2}$
(0,1229) (0,12332)

- 0,23229 $DLRR_{t-1}$ - 0,08308 $DLRR_{t-2}$
(0,13390) (0,13670)

- 0,00191 $DR90_{t-1}$ + 0,00264 $DR90_{t-2}$
(0,00163) (0,00160)

$\bar{R}^2$ = 0,2656 DW = 2,1104 Q(27) = 38,95

$DLRR_t$ = v.m.d. + 0,17145 $DLM2R_{t-1}$ - 0,15517 $DLM2R_{t-2}$
(0,1273) (0,12817)

- 0,47857 $DLRR_{t-1}$ + 0,20469 $DLRR_{t-2}$
(0,13917) (0,14208)

+ 0,00096 $DR90_{t-1}$ - 0,00053 $DR90_{t-2}$
(0,00169) (0,00166)

$\bar{R}^2$ = 0,9090 DW = 1,9313 Q(27) = 28,73

$DR90_t$ = v.m.d. - 6,38895 $DLM2R_{t-1}$ - 4,62959 $DLM2R_{t-2}$
(9,61135) (9,64445)

+ 5,91589 $DLRR_{t-1}$ + 18,38602 $DLRR_{t-2}$
(10,4721) (10,6907)

+ 0,22935 $DR90_{t-1}$ - 0,22207 $DR90_{t-2}$
(0,12753) (0,12500)

$\bar{R}^2$ = 0,0151 DW = 1,9794 Q(27) = 18,57

Ces résultats indiquent l'existence d'une forte causalité à la Granger allant du revenu réel et des taux d'intérêt à la monnaie, ces variables étant exprimées en niveaux ou en différences premières. D'autre part, le seul autre cas de rejet de l'hypothèse nulle qu'il n'existe pas de causalité à la Granger se produit lorsque la monnaie et les taux d'intérêt déterminent conjointement le revenu réel. Cependant, si l'on tient les taux d'intérêt sous contrôle, la monnaie ne semble plus avoir seule la capacité de prédire le revenu dans ce modèle indicateur. Il est bien connu que la croissance de l'agrégat M2 réel ne constitue pas un indicateur particulièrement fiable de la croissance ultérieure du revenu réel; toutefois, l'absence de causalité permet de tester le PGI adapté. Enfin, il n'y a guère de preuve, à ce qu'il paraît, que la monnaie ou le revenu réel déterminent, au sens de Granger, les taux d'intérêt.

La question qui se pose dans la simulation est de savoir s'il est possible d'obtenir dans le PGI des résultats de causalité à la Granger analogues à ceux présentés au Tableau 7 pour ce qui est des données rétrospectives. Nous tentons de répondre à cette question en faisant 1 000 simulations avec le modèle, utilisant à chaque reprise T = 84 (le même nombre d'observations que dans les régressions précédentes) et en comptant le nombre de fois que nous aboutissons à un rejet au seuil de signification de 5 % à chacun des tests de causalité à la Granger en niveaux et en différences premières. Des niveaux élevés de rejet donnent à penser que ce modèle est tout à fait compatible avec les résultats validant l'hypothèse de causalité à la Granger. Les chiffres du Tableau 8 indiquent la proportion de rejets de l'hypothèse nulle pour 1 000 réitérations effectuées à l'aide d'une notation identique à celle du Tableau 7.

Le Tableau 8 reproduit les propriétés de quelques modèles indicateurs de simulation. Nous construisons également des projections types de demande de monnaie (exprimées en niveaux) avec les données servant à la simulation. Les estimations moyennes obtenues dans l'équation de demande de monnaie

Tableau 7
Tests de causalité à la Granger

	Statistiques du rapport de vraisemblance (seuils de signification)	
	Équations en niveaux	**Équations en différences premières**
(LRR, R90) ngc LM2R	19,5041 (0,00062)	11,4438 (0,022)
(LM2R, R90) ngc LRR	32,4530 (0,00000)	7,0116 (0,14)
(LM2R) ngc LRR (R90)	5,1447 (0,76)	4,17 (0,12)
(LM2R, LRR) ngc R90	4,4313 (0,35)	5,3968 (0,067)

Tableau 8
Tests de causalité à la Granger dans une économie hypothétique

	Fréquence des rejets	
	En niveaux	**En différences premières**
(LRR, R90) ngc LM2R	0,686	0,321
(LM2R, R90) ngc LRR	0,103	0,065
(LM2R) ngc LRR(R90)	0,060	0,039
(LM2R,LRR) ngc R90	0,110	0,057

à ajustement partiel sont de 0,80, 0,22 et −0,0012 pour le stock de monnaie retardé, le revenu réel retardé et les taux d'intérêt retardés respectivement. Quant aux coefficients moyens obtenus pour les variables de revenu et de taux d'intérêt dans l'équation de demande de monnaie à long terme, ils sont respectivement de 1,12 et −0,0066. Ces deux séries de résultats sont analogues aux résultats obtenus dans les régressions précédentes apparaissant au Tableau 5. Il faut toutefois se rappeler que l'estimation de λ au moyen de moindres carrés ordinaires obtenue d'une équation exprimée en niveaux dans le cadre d'un modèle à ajustement partiel n'est pas convergente (rappelons que $\lambda = 0{,}6$ et que l'estimation moyenne implicite est $\hat{\lambda} = 0{,}8$). Comme la monnaie est cointégrée avec le revenu et les taux d'intérêt, une telle régression affiche une singularité asymptotique; aussi la régression de variables exprimées en niveaux n'est-elle pas bien définie dans un modèle d'ajustement partiel. Voir Gregory, Pagan et Smith (1990) pour une discussion de méthodes cohérentes visant des estimations menant à des inférences valables.

En règle générale, les résultats de la simulation se comparent très favorablement à ceux des tests empiriques menés sur des données observées. Le modèle produit une forte causalité à la Granger allant du revenu et des taux d'intérêt à la monnaie (que les variables soient exprimées en niveaux ou en différences premières). Les niveaux de rejet plus faibles obtenus sous l'hypothèse nulle d'absence de causalité à la Granger dans le cas du revenu (avec ou sans contrôle de l'effet des taux d'intérêt) et des taux d'intérêt semblent également corroborer les résultats obtenus à partir des données.

On pourrait utiliser ces méthodes de Monte-Carlo pour étudier d'autres questions relatives à l'estimation des projections de demande de monnaie, notamment les inférences au sujet des vitesses d'ajustement ou des élasticités. De même, on pourrait introduire certaines variations dans le processus de détermination des taux d'intérêt et repérer les effets que ces changements de

régime induisent sur la stabilité du modèle indicateur et les projections de demande de monnaie.

4. Extensions possibles

Dans la présente étude, nous avons examiné quelques modèles économiques linéaires simples afin de voir les relations qui existent entre les projections de demande de monnaie et les modèles indicateurs. Il convient toutefois de mentionner ici deux lacunes que comporte cette étude. Tout d'abord, nous avons fait peu de références directes à nombre de résultats statistiques concernant les taux d'intérêt, l'inflation et les causes de leurs variations. Le PGI de la section précédente ne traite ni de l'ajustement des encaisses monétaires nominales à l'inflation ni du rôle de la croissance de M2 en tant qu'indicateur de l'inflation future. De plus, nous n'avons ni étudié les phénomènes liés au comportement du taux de change nominal ni réuni au moyen d'une synthèse les modèles indicateurs et les modèles empiriques d'offre globale qui existent à l'heure actuelle.

La seconde lacune est que nous n'avons pas adopté de processus générateur d'informations qui soit expressément fondé sur des hypothèses d'optimisation. Il s'agit là d'une tâche difficile, outre qu'on ne s'entend généralement pas sur la manière de représenter la monnaie dans les modèles macroéconomiques d'équilibre. Il est toutefois possible de lire quelques études d'ordre général qui ont été faites sur le sujet, dont Le Roy (1984a, 1984b), sur l'introduction de la monnaie dans la fonction d'utilité; Blanchard (1987), sur le même sujet ainsi que sur les coûts fixes en concurrence monopolistique; Romer (1986, 1987), sur les modèles fondés sur des coûts de transaction; et enfin, Englund et Svensson (1988), sur les coûts de transaction (détention d'encaisses par anticipation), étant donné l'existence de banques et d'innovations financières.

Bibliographie

Barro, R. J. (1989). «Interest-Rate Targeting», *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, pp. 3-30.

Blanchard, O. J. (1987). *Why Does Money Affect Output? A Survey*, document de travail n° 2285, National Bureau of Economic Research.

Crawford, A. (1990). «Conciliation de la dynamique des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs», reproduit dans le présent volume.

Domowitz, I. et C. S. Hakkio (1990). «Interpreting an Error Correction Model: Partial Adjustment, Forward-Looking Behaviour, and Dynamic International Money Demand», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, pp. 29-46.

Doran, H. E. et W. E. Griffiths (1978). «Inconsistency of the OLS estimator of the partial adjustment-adaptive expectations model», *Journal of Econometrics*, vol. 7, pp. 133-146.

Englund, P. et L. E. O. Svensson (1988). «Money and Banking in a Cash-in-Advance Economy», *International Economic Review*, vol. 29, pp. 681-705.

Fama, E. F. (1982). «Inflation, Output and Money», The *Journal of Business*, vol. 55, pp. 201-231.

Goodfriend, M. (1985). «Reinterpreting Money Demand Regressions», *Understanding Monetary Regimes*, K. Brunner et A. H. Meltzer (éd.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Series, vol. 22, pp. 198-241.

Gregory, A. W., A. R. Pagan et G. W. Smith (1990). *Estimating linear quadratic models with integrated processes*, document de travail n° 247, University of Rochester.

Gregory, A. W. et G. W. Smith (1990). «Calibration as Estimation», *Econometric Reviews*, vol. 9, pp. 57-89.

Gregory, A. W. et G. W. Smith (1991). «Calibration as Testing: Inference in Simulated Macroeconomic Models», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 9, pp. 297-303.

Hansen, L. P. et T. J. Sargent (1981a). «A Note on Wiener-Kolmogorov prediction formulas for rational expectations models», *Economics Letters*, vol. 8, pp. 255-260.

Hansen, L. P. et T. J. Sargent (1981b). «Linear Rational Expectations Models for Dynamically Interrelated Variables», *Rational Expectations and Econometric Practice*, R. E. Lucas Jr. et T. J. Sargent (éd.), University of Minnesota Press, Minneapolis.

Hendry, D. F. (1988). «The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics», *Oxford Economic Papers*, vol. 40, pp. 132-149.

Laidler, D. (1985). «Expectations and Adjustment in the Monetary Sector Revisited: A Comment». *Understanding Monetary Regimes*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, K. Brunner et A. H. Meltzer (éd.), vol. 22, pp. 243-254.

Laidler, D. (1988). «Some Macroeconomic Implications of Price Stickiness», *The Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 56, pp. 37-54.

LeRoy, S. F. (1984a). «Nominal Prices and Interest Rates in General Equilibrium: Money Shocks», *The Journal of Business*, vol. 57, pp. 177-195.

LeRoy, S. F. (1984b). «Nominal Prices and Interest Rates in General Equilibrium: Endowment Shocks», *The Journal of Business*, vol. 57, pp. 197-213.

Litterman, R. B. et L. Weiss (1985). «Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data», *Econometrica*, vol. 53, pp. 129-156.

MacKinnon, J. G. et R. D. Milbourne (1988). «Are Price Equations Really Money Demand Equations on their Heads?», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3, pp. 295-305.

Mercenier, J. et K. Sekkat (1988). «Money Stock Targetting and Money Supply : An Intertemporal Optimization Approach (with an Application to Canada)», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3, pp. 215-228.

Milbourne, R. D. (1989). *Some Puzzles About Velocity*, polycopié, University of New South Wales.

Milbourne, R. D. et G. W. Smith (1989). «How informative are preliminary announcements of the money stock in Canada?», *Revue canadienne d'Économique*, vol. 22, pp. 595-606.

Muller, P. (1989). *Might Financial Aggregates Still Have a Role in Policy Formulation*?, communication présentée à l'assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Québec en juin 1989.

Nickell, S. (1985). «Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 47, pp. 119-129.

Romer, D. (1986). «A Simple General Equilibrium Version of the Baumol-Tobin Model», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, pp. 663-685.

Romer, D. (1987). «The monetary transmission mechanism in a general equilibrium version of the Baumol-Tobin model», *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, pp. 105-122.

Sargent, T. J. (1987). *Macroeconomic Theory*, deuxième édition, Academic Press, Orlando.

Sims, C. A. (1980). «Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered», *American Economic Review*, vol. 70, pp. 250-257.

Sims, C. A. (1982). «Policy Analysis with Econometric Models», *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 107-152.

Smith, A. (1989). *Estimation of Dynamic Economic Models by Simulation: A Comparison of Two Approaches*, polycopié, Duke University.

Waud, R. N. (1968). «Misspecification in the "Partial Adjustment" and "Adaptive Expectations" Models», *International Economic Review*, vol. 9, pp. 204-217.

Commentaires

Peter Howitt

Il s'agit d'une étude finement travaillée, qui s'attaque de manière honnête et intelligente aux trois principales questions posées aux auteurs. Si l'étude se révèle somme toute décevante, cela tient surtout au fait que les questions ont été trop faciles.

La première question consistait à déterminer s'il est possible de concilier les résultats des modèles indicateurs (la monnaie est un indicateur avancé de la production) avec ceux des modèles de demande de monnaie, selon lesquels les variations de la production (du revenu) précèdent celles de la monnaie. Je pense que n'importe quel étudiant de deuxième cycle en connaît la réponse, à savoir qu'une relation de causalité à la Granger peut être bijective, c'est-à-dire que, dans une autorégression vectorielle, une variable peut à la fois être la cause et l'effet d'une autre variable.

Dans le cas des deux variables en question ici, les études consacrées à la demande de monnaie fournissent beaucoup d'arguments pour expliquer l'antériorité des variations du revenu sur celles de la monnaie, et il s'agit notamment des coûts d'ajustement, de l'erreur de mesure, du revenu permanent et des stocks tampons. Il est évident que tout choc qui modifie simultanément la demande globale et l'offre de monnaie fera de cette dernière un indicateur avancé du revenu, même si l'on tient compte de l'effet des taux d'intérêt, la seule condition étant que la modification de la demande globale mette du temps à se répercuter sur la production.

On pourrait songer par exemple à des variations de la demande de crédit de la part soit du secteur public, soit du secteur privé. Ce mécanisme est bien connu au moins depuis l'étude consacrée par Keynes à la «demande

de financement». De même, une réduction du coût de l'intermédiation financière, pour reprendre l'expression de Bernanke, pourrait entraîner un accroissement des avoirs et engagements des banques avant que l'augmentation de la dépense qui en découle ne se répercute sur la production. Il en va de même pour la consolidation des bilans qui, selon la Banque du Canada, a été la cause de la modification de la vitesse de circulation de M2 en 1983, dans la mesure où cette consolidation s'est accompagnée d'une diminution des dépenses prévues.

Il s'agissait en deuxième lieu de déterminer la compatibilité des résultats avec la «croyance habituelle au sujet du mécanisme de transmission de la politique monétaire», ce qui revient, je suppose, à une analyse traditionnelle IS-LM, avec les taux d'intérêt comme instrument de la politique monétaire. Là encore, il ne faut guère plus qu'une connaissance superficielle de la littérature macroéconométrique moderne pour savoir que la réponse est affirmative. Des résultats de causalité au sens de Granger peuvent être ou ne pas être utiles pour la présentation des données, mais ils ne permettent en soi, pour ce qui est de la structure de l'économie ou des liens de causalité, de tirer aucune conclusion qui soit intéressante sur le plan économique. Un ensemble donné de résultats sera compatible avec presque n'importe quelle vision générale du fonctionnement de l'économie.

La dernière question consiste à déterminer ce que les résultats économétriques indiquent au sujet du mécanisme de transmission de la politique monétaire et de la structure de l'économie, s'ils ne sont pas compatibles avec les croyances habituelles. Comme ils sont en fait compatibles avec ces dernières, la réponse peut varier à l'infini, puisqu'un ensemble d'hypothèses contradictoires permet de tirer n'importe quelle conclusion.

Fort heureusement les auteurs vont au-delà de ces questions, et leur analyse est pleine d'enseignements. Ils se demandent par exemple ce que

révèlent les signes des coefficients au sujet de la nature des chocs, en supposant que la conception habituelle soit fondée. En particulier, la monnaie retardée a généralement un effet positif sur le revenu, et le revenu retardé a un effet positif sur la monnaie. Les auteurs montrent que cela implique que le choc de IS est positivement corrélé avec la variation retardée de la monnaie et négativement corrélé avec la variation contemporaine de la monnaie. La première corrélation est nécessaire pour que la monnaie retardée ait un effet positif sur le revenu, et la deuxième pour que le revenu retardé ait un effet positif sur la monnaie.

Ici, l'étude laisse quelque peu à désirer. La contrainte selon laquelle le choc de IS est positivement corrélé avec la variation retardée de la monnaie, mais négativement corrélé avec la variation contemporaine de celle-ci, paraît assez forte pour exclure une foule de modèles possibles et, peut-être, suffisamment peu vraisemblable pour remettre en question la conception habituelle. Cependant, elle tient dans une large mesure à l'interprétation très étroite que les auteurs ont donnée de la conception habituelle plutôt qu'à la difficulté qu'il y aurait à accorder cette conception avec les résultats empiriques.

En particulier, la «conception habituelle», selon les auteurs, comporte une fonction de demande de monnaie dépourvue de retard. Si nous retenions de préférence l'une des raisons habituelles d'incorporer le revenu retardé à la fonction de demande de monnaie, l'antériorité du revenu par rapport à la monnaie ne dépendrait plus d'une corrélation contemporaine négative entre les chocs de IS et les variations de la monnaie. L'effet d'indicateur avancé ferait donc partie intégrante de la structure du modèle. Dans cette autre interprétation possible, tout ce que les données nous indiquent, c'est que le choc de IS présente une corrélation positive avec la variation retardée de la monnaie. De plus, comme je l'ai indiqué, il y a de nombreuses raisons pour lesquelles il pourrait en être ainsi.

En fait, les auteurs retiennent cette hypothèse d'antériorité du revenu sur la monnaie lorsqu'ils effectuent des simulations avec un modèle fondé sur une fonction de demande de monnaie où intervient un coût d'ajustement. La seule différence est que, au lieu de faire appel à une courbe IS, ils supposent que la production et le taux d'intérêt suivent des processus stochastiques exogènes. Ils montrent que l'estimation économétrique des fonctions de demande de monnaie et des modèles indicateurs effectuée sur les données produites par une version adaptée de ce modèle théorique ressemblerait beaucoup aux estimations portant sur des données canadiennes effectives. Cette bonne performance du modèle s'explique manifestement dans une large mesure par le fait que les auteurs ont supposé une corrélation positive entre le choc non anticipé sur la production et le choc de la demande de monnaie. Étant donné que le processus de production exogène présente une autocorrélation positive, il en résulte aussi une corrélation positive entre la variation de la production et celle de la monnaie retardée. Les auteurs présument donc, comme je l'ai fait valoir au début, ce que nous savons déjà à propos des données.

Ces simulations sont l'illustration d'une technique novatrice, susceptible de se révéler utile. Celle-ci présente toutefois d'importants inconvénients qu'ont bien fait apparaître les travaux de Kydland et Prescott. En particulier, il existe un nombre infini de modèles différents permettant de reproduire parfaitement un ensemble donné d'observations peu nombreuses, moyennant des choix judicieux au cours de leur adaptation. Notons, par ailleurs, que l'analyse ne produit aucun intervalle de confiance. Devrais-je m'étonner que le modèle reproduise les résultats économétriques effectifs aussi bien qu'il le fait, ou au contraire qu'il le fasse aussi piètrement? Tant qu'on n'abordera pas méthodiquement cette question, les simulations dont fait état le document resteront des travaux intéressants certes, mais sans conséquences empiriques.

J'aimerais, en guise de conclusion, souligner ce qui semble ressortir le plus de la première partie du document. La Banque du Canada a souvent soutenu dans le passé qu'il ne fallait pas «résister» à une importante erreur négative dans la prévision de la monnaie, c'est-à-dire que le stock de monnaie devrait pouvoir diminuer sans qu'il en résulte nécessairement un changement des taux d'intérêt. Il s'agit là d'un élément important du raisonnement qui sous-tend le recours par la Banque aux taux d'intérêt à titre d'instrument de contrôle graduel de la masse monétaire dans les années 70. Le même raisonnement a refait surface lorsqu'il s'agissait pour la Banque d'interpréter le changement de vitesse de circulation de la monnaie en 1983; d'après la Banque, ce changement justifiait le maintien d'une politique de restriction monétaire face à un chômage exceptionnellement élevé.

Le document montre que, selon la conception habituellement entretenue au sujet du mécanisme de transmission de la politique monétaire, conception à laquelle la Banque a souscrit dans le passé, cette réaction à un choc monétaire est normalement mauvaise. Habituellement, un choc négatif de la monnaie signale une variation négative de la production (IS). En conséquence, à défaut de preuve convaincante qu'on se trouve dans une situation exceptionnelle, la Banque devrait réagir à une importante variation négative de la monnaie en essayant de garder l'offre de monnaie sous contrôle, c'est-à-dire d'éviter que le choc ne persiste et ne renforce, par le fait même, le ralentissement économique qui risque de suivre.

Commentaires

Pierre Duguay

Après des commentaires aussi élogieux du professeur Howitt, je me sens obligé de défendre la pertinence de la question posée avant de formuler mes observations sur la réponse offerte par Gregory, Smith et Wirjanto. Je l'aurais défendue de toute façon, estimant que les auteurs se sont quelque peu écartés des préoccupations d'ordre pratique qui sous-tendent la question posée, à savoir : les résultats obtenus des modèles indicateurs non dotés de structure éclairent-ils les erreurs de spécification, l'erreur de mesure ou le mécanisme de transmission de la politique monétaire? Gregory et ses collaborateurs proposent une élégante reformulation typologique du problème, ce qui constitue une étape essentielle si l'on veut aborder intelligemment la question, mais ils n'ont pas fourni de réponses très concrètes.

Le professeur Howitt trouve la question trop facile, voire dépourvue d'intérêt; il a fait le commentaire suivant : «la réponse peut varier à l'infini, puisqu'un ensemble d'hypothèses contradictoires permet de tirer n'importe quelle conclusion». Il finit pourtant par conclure que, d'après les résultats des modèles indicateurs non dotés de structure, l'opinion de la Banque du Canada selon laquelle les déplacements de la demande de monnaie sont un phénomène avec lequel il faut composer est normalement erronée. J'aimerais ajouter que pour changer d'opinion, la Banque doit en connaître la raison.

Examinons le problème du point de vue de la banque centrale. Celle-ci sait que ses interventions ont une influence assez *directe* sur les variations journalières des taux d'intérêt à très court terme et une influence très *indirecte*

sur l'évolution des agrégats monétaires. La banque centrale sait également que, si, à plus long terme, la politique monétaire ne peut servir à contrôler les taux d'intérêt, elle doit servir à contenir le rythme d'expansion de la monnaie de manière à préserver la valeur de celle-ci et à contribuer au maximum à une tenue de l'économie qui soit bonne et durable.

En 1975, nous croyions pouvoir régler le problème en choisissant M1 comme cible d'expansion monétaire. La demande de M1 étant assez sensible aux variations des taux d'intérêt et de la dépense totale, elle pouvait contribuer à la régulation de la dépense totale, de la même façon qu'un thermostat sert à régler la température. (Il avait été observé que de fortes fluctuations de M1 avaient tendance à précéder des variations analogues de la dépense totale. On pouvait éviter ces fluctuations en fixant les taux d'intérêt de manière à maintenir M1 sur un sentier de croissance stable.)

Cependant, M1 nous a laissés tomber. Le thermostat ne pouvait plus servir à contrôler les variations imprévisibles de la pression atmosphérique. Vingt années de stabilité relative de la relation entre M1, le PNB et les taux d'intérêt ont pris fin en 1980. La demande de M1 était de toute manière si sensible aux variations de taux d'intérêt que l'adoption de cibles fixées en fonction de M1 avait tendance à amortir exagérément la réaction des taux d'intérêt aux variations de la dépense, ce qui entraînait en fin de compte une surchauffe tant des taux d'intérêt que de la dépense (comme l'a illustré de façon éloquente la récession de 1981-1982). Autrement dit, la régulation de M1 était une tâche trop facile et laissait une marge de variation trop grande à la dépense.

La quête du Graal s'est donc poursuivie. Chose peu étonnante, cela nous a amenés à envisager des agrégats plus larges, qui sont moins influencés par la tendance générale des taux d'intérêt et qui incorporent les nombreuses variations dues aux innovations financières. On a déjà observé que, alors que le rythme de croissance de M1 décélérait entre 1975 et 1981, celui des

agrégats au sens large et de la dépense totale s'accélérait. (De fait, l'un des «faits stylisés» de l'expérience canadienne en matière monétaire au cours des deux dernières décennies est la présence d'une certaine corrélation négative entre la croissance de M1 et de M2, de périodicité comparable aux cycles économiques, comme le montre le graphique qui accompagne le présent document.)

Cependant, nous sommes restés sceptiques parce que nous n'avions a priori aucune raison de nous attendre à une forte relation entre les agrégats au sens large et la dépense totale, et parce que nous avions bien des raisons de croire que la relation était excessivement sensible aux variations de portefeuille entraînées par les modifications du profil de la demande de crédit. Les résultats économétriques se sont néanmoins révélés assez favorables à l'utilisation d'agrégats au sens large, en particulier M2 et M2+. M2 s'est avéré le meilleur indicateur avancé de l'inflation (l'IPC ou l'indice implicite des prix du PIB), tandis que M2+ figurait parmi les meilleurs indicateurs contemporains de la dépense totale, et la demande de M2 et de M2+ pouvait être décrite avec une exactitude convenable (encore que ce soit en taux de croissance plutôt qu'en niveaux) à l'aide de quelques variables. Toutefois, la croissance réelle de M1 reste le meilleur indicateur avancé de la croissance de la dépense réelle, en dépit - ou même abstraction faite - des importantes variations que la demande de cet agrégat a subies au début des années 80.

Il reste que les résultats économétriques ne nous ont toujours pas fourni le «point d'ancrage» que cherchait le gouverneur Bouey.

Maintenant que nous disposons de cette information, le problème consiste à déterminer l'usage qu'il faut en faire. La Banque n'exerce qu'une influence limitée et indirecte sur la croissance de M2 et de M2+; en outre, cette influence est au moins aussi faible, sinon plus, que celle de la Banque sur la dépense totale. Il ne saurait donc être question de prendre M2 et M2+

pour cibles intermédiaires comme nous l'avons fait avec M1. Avec M1, il existait une forte présomption (jusqu'en 1981) que les écarts par rapport aux cibles visées étaient dus aux déviations de la dépense totale par rapport à sa trajectoire. La chose n'est pas aussi claire avec M2 et M2+. D'un côté, les modèles indicateurs nous disent que M2 et M2+ présentent une corrélation contemporaine avec la dépense et constituent des indicateurs avancés des prix. D'un autre côté, les fonctions estimées de demande de M2 et de M2+ confirment nos hypothèses, à savoir que la dépense courante a un effet contemporain limité sur ces agrégats et que d'autres facteurs étrangers, comme les variations des écarts de taux d'intérêt et les fluctuations de l'encours des obligations d'épargne du Canada, peuvent exercer une influence marquée sur la croissance de M2 et de M2+.

Comment concilier ces deux points de vue? Devrions-nous craindre qu'une expansion rapide de M2 ne préfigure une accélération de l'inflation, si nous pouvons l'attribuer à de faibles ventes d'obligations ou à des variations de la part des dépôts qui sont placés dans les banques? (Permettez-moi de signaler incidemment que M2 donne des résultats nettement meilleurs que M2 corrigé des effets des variations de l'encours des obligations d'épargne du Canada, dans le modèle indicateur relatif aux prix, et des résultats légèrement supérieurs à ceux de M2+, même si ce dernier agrégat est un meilleur indicateur contemporain de la dépense nominale.) Lorsque M2 évolue à un rythme supérieur (ou inférieur) à celui que prévoit notre équation de contrôle, comment faut-il interpréter ce phénomène? Il s'agit là de questions d'ordre pratique, et cela ne nous avance guère de savoir que le taux d'inflation en régime permanent est compatible avec un rythme de croissance soutenu de M2, alors que notre objectif est d'évaluer les conséquences de la croissance courante de M2 pour la conduite de la politique monétaire. Un certain rapprochement - et en particulier une certaine interprétation structurelle des résultats - s'impose pour que la Banque puisse se fier à l'information qu'elle

peut extraire de ses modèles indicateurs. Cette exigence prend une acuité toute particulière lorsque d'autres indicateurs, ou encore les prévisions des organismes privés ou publics, donnent des indications contraires.

La question que nous avons posée aux participants au présent séminaire était la suivante : «Les résultats des modèles indicateurs sont-ils compatibles avec la conception que la banque centrale a habituellement du mécanisme de transmission ou remettent-ils en cause la manière dont nous modélisons le processus de transmission de la politique monétaire et la demande de monnaie?»

Selon la conception habituelle, la quantité de monnaie est avant tout déterminée par la demande, et la politique monétaire fait sentir ses effets par l'entremise des prix (c.-à-d. les taux d'intérêt) plutôt que par le truchement de la quantité de monnaie. Cette conception permet d'expliquer les «faits stylisés» selon lesquels les variations de M1 précèdent celles du revenu réel d'environ deux trimestres, et celles de M2 suivent celles de la dépense réelle et de la dépense nominale d'environ un trimestre, mais précèdent celles des prix de deux trimestres ou plus, tout simplement par les décalages observés, d'une part, entre les taux d'intérêt et la demande globale, et, d'autre part, entre cette dernière et les prix. La corrélation contemporaine entre la monnaie et la dépense est-elle aussi facile à interpréter? S'il n'en tenait qu'à cela, les agrégats ne mériteraient peut-être pas une grande attention. Évidemment, le fait que les variations de M2 suivent celles de la dépense nominale d'un trimestre, ce qui correspond à peu près au délai de publication des comptes nationaux de revenu et de dépense, mais précèdent celles des prix peut servir à combattre les partisans d'un assouplissement prématuré de la politique monétaire. Cet avantage n'est pas négligeable, mais il ne mérite pas qu'on en fasse toute une affaire. Cela étant, rédiger un article sur le comportement des agrégats monétaires au cours de l'année 1989 par exemple,

où la croissance de M2 est passée à 13 % tandis que la dépense totale s'orientait nettement à la baisse, peut se révéler un défi de taille.

Cependant, les résultats empiriques ne s'arrêtent pas là. Nous observons également des effets retardés persistants de M1 sur la dépense après que l'incidence des taux d'intérêt retardés et de la dépense retardée a été prise en compte, ainsi que des effets retardés persistants de la croissance de M2 sur l'inflation après que les effets de l'inflation retardée et de la dépense retardée ont été prises en considération. (Ce point n'est pas souligné par Patrice Muller, qui s'est concentré sur des modèles parcimonieux, mais il représente une caractéristique importante des modèles indicateurs non structurels, comme le montre par exemple l'annexe présentée à la fin de mes commentaires.)

Il va de soi qu'on ne devrait jamais sous-estimer l'aptitude des économistes à repérer des variables omises dans le cadre simpliste du schéma IS-LM (ou dans le modèle indicateur) qui concorderont avec les faits[1]. Chose plus importante, il faut se rappeler qu'on ne saurait déterminer la structure de l'économie à partir d'un modèle autorégressif vectoriel ni d'aucun modèle de forme réduite. Les auteurs de l'étude nous le rappellent d'ailleurs. Ils fournissent des explications touchant un large éventail de phénomènes, allant de l'erreur de spécification (c.-à-d. l'omission de variables pertinentes) aux corrélations trompeuses. En outre, ils nous préviennent que la présence de la monnaie dans les modèles indicateurs n'est pas nécessairement incompatible ni avec la conception que la banque centrale a habituellement du processus de transmission de la politique monétaire, ni avec l'opinion, axée

---

1 On pense évidemment aux effets de richesse et au comportement du marché du crédit. Cependant, il est bien connu que les effets de richesse sont difficiles à cerner, tandis que les variations des variables de crédit ont tendance à suivre celles de la dépense réelle plutôt qu'à les précéder. De plus, les résultats qu'Allan Crawford a présentés lors de ce séminaire indiquent que l'information que fournit M1 réel au sujet de la dépense réelle n'est pas réduite lorsque le crédit à la consommation - qui est le plus étroitement lié à la dépense - est inclus dans l'ensemble des informations.

sur des valeurs réelles du cycle économique, selon laquelle les variables nominales n'ont aucun effet direct sur la production réelle. Certaines démonstrations semblent être des solutions de facilité, par exemple les équations 7 et 8, ou être tirées par les cheveux (c'est par exemple le cas des équations allant de 53 à 58), mais les auteurs prouvent ce qu'ils entendaient démontrer. Gregory et ses collaborateurs sont les premiers à reconnaître que certains de leurs résultats sont des truismes plutôt que des explications.

Le plus intéressant de leurs arguments est que les erreurs de mesure du revenu peuvent expliquer tant le retard estimatif de l'effet du revenu sur la monnaie (comme l'avait déjà démontré Goodfriend) que le contenu informatif de la monnaie retardée (outre le revenu retardé) en tant que variable explicative de la dépense. La démonstration de l'importance pratique de cet argument aurait cependant tiré davantage à conséquence si les variances relatives de η, ϵ et ω avaient été choisies en fonction de la réalité canadienne. Cet argument vaut aussi pour la présence d'un taux de croissance de M2 retardé dans le modèle indicateur astructurel relatif à l'inflation : comme les variations de prix traduisent des perturbations passagères, une combinaison (linéaire) de la croissance de M2 retardé et de l'inflation retardée peut aider à définir l'inflation fondamentale (anticipée).

Le fait que le revenu soit entaché d'erreurs d'estimation peut expliquer certains des résultats observés. Cette conclusion est étayée par les travaux de Patrice Muller, qui a montré, entre autres, que les modèles indicateurs tendaient à anticiper les révisions des comptes nationaux.

La dernière partie de l'étude m'a désappointé. Ici, les auteurs essaient de tirer certains résultats empiriques au moyen de tests de simulation. Cependant, la règle de simulation veut que la valeur retenue dépende beaucoup de la structure du modèle sous-jacent. Or, dans le cas qui nous intéresse, la structure choisie n'est guère utile. Les auteurs nous présentent un modèle d'optimisation dynamique relativement complexe de la demande

d'encaisses réelles, pour aboutir tout bonnement à un modèle d'ajustement partiel simple. Ils procèdent ensuite à des simulations de Monte-Carlo, dans le but de montrer que les estimations obtenues par les moindres carrés ordinaires ont tendance à sous-estimer la vitesse d'ajustement véritable des encaisses, mais qu'elles saisissent par ailleurs assez bien la relation de causalité qui existe dans une économie hypothétique où le revenu et les taux d'intérêt, les deux variables explicatives de la fonction de demande de monnaie, suivent des processus de génération d'informations simples de type ARIMA(1,1,0)[2]. Ce modèle, adapté en fonction de M2 réel, n'est pas susceptible de nous éclairer beaucoup sur le rôle de M1 réel à titre d'indicateur avancé de la production réelle, ni sur celui de la croissance de M2 comme indicateur avancé de l'inflation. Les auteurs soulignent les promesses que renferme le recours à des méthodes numériques (fondées sur des statistiques calculées à partir de données produites artificiellement) pour estimer les paramètres des modèles - et, sans doute, pour tester des hypothèses économiques -, mais ils n'ont somme toute pas vraiment étudié cette question.

Annexe

Les résultats de régressions présentés dans le tableau qui suit montrent que les variations de taux d'intérêt n'ont guère d'influence sur la croissance de la dépense, à part celle qui est transmise par l'expansion de M1 réel, et que les autres influences qui s'exercent sur la croissance de M1 réel ont le

---

[2] Le profil saisonnier marqué qui se dégage du corrélogramme des taux de croissance du PIB «désaisonnalisé» de Gregory et ses collaborateurs (Tableau 3) fait ressortir que le revenu réel n'est pas bien représenté par un processus ARIMA (1,1,0) simple. Ceux-ci auraient peut-être mieux fait de choisir le PIB désaisonnalisé officiel. Je ne comprends toujours pas la préférence des analystes des séries chronologiques pour les données non désaisonnalisées.

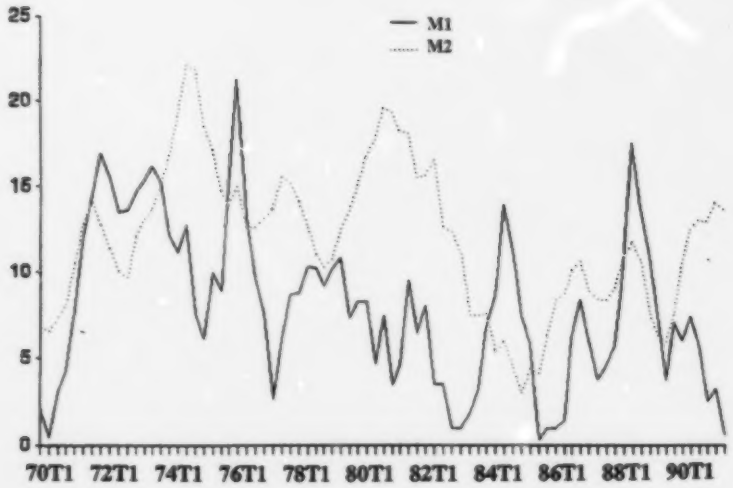
même effet sur la production réelle que celles qui proviennent des variations de taux d'intérêt.

Les équations 1 et 2 du tableau présenté en annexe montrent que les variations des taux d'intérêt (nominaux) (Δr) ont une forte influence sur les taux de croissance tant de la production que de M1 réel, et que l'influence produite sur ce dernier agrégat est à la fois plus rapide et plus prononcée. (L'effet exercé sur la vitesse de circulation peut être observé dans l'équation 3.) Les équations 4 et 5 montrent que l'influence de la croissance de M1 réel sur la dépense réelle saisit la majeure partie de l'effet des variations des taux d'intérêt (c.-à-d. que cet effet n'est plus significatif, à l'exception peut-être d'un faible effet résiduel, après cinq trimestres) et accroît considérablement le pouvoir explicatif de l'équation (le $\bar{R}^2$ passe de 0,17 à 0,28).

Enfin, l'équation 6, dans laquelle le taux de croissance de M1 réel (Δm) est réparti entre sa composante ajustée ($\Delta \hat{m} = \hat{A}_0 + \hat{A}(L)\,\Delta r$) et sa composante résiduelle ($\Delta m - \Delta \hat{m}$), confirme que les deux composantes exercent une influence analogue sur la croissance du revenu réel (Δy).

Figure A.1

Taux de croissance de M1 et de M2 sur quatre trimestres



Annexe Tableau A.1
Résultats de régressions de M1 réel et du PIB réel
(période d'observation : 1er trim. 1970 - 1er trim. 1990)

Équations :

(1) $\Delta y = A_0 + A(L)\Delta r$
(2) $\Delta m = A_0 + A(L)\Delta r$
(3) $(\Delta m - \Delta y) = A_0 + A(L)\Delta r$
(4) $\Delta y = A_0 + A(L)\Delta r + B(L)\Delta m$
(5) $\Delta y = A_0 + B(L)\Delta m$
(6) $\Delta y = A_0 + B(L)\Delta \hat{m} + C(L)\,(\Delta m - \Delta \hat{m})$

y : log (PIB réel)
m : log (M1 réel)
r : taux du papier commercial à 90 jours (% / 100)

Résultats des régressions : (statistiques t placées entre parenthèses au-dessous des coefficients)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A_0	0,97E-2	0,34E-2	-0,63E-2	0,86E-2	0,85E-2	0,86E-2
	(9,67)	(2,00)	(-3,67)	(8,84)	(9,28)	(9,17)
A_1	0,00	-0,87	-0,88	-0,06		
	(0,05)	(-6,49)	(-6,53)	(-0,76)		
A_2	-0,11	-0,26	-0,15	0,03		
	(-1,41)	(-1,91)	(-1,09)	(0,34)		
A_3	-0,20	-0,29	-0,09	-0,02		
	(-2,47)	(-2,12)	(-0,66)	(-0,20)		
A_4	-0,07	-0,34	-0,27	0,02		
	(-0,92)	(-2,47)	(-1,94)	(0,20)		
A_5	-0,22	-0,09	0,13	-0,13		
	(-2,76)	(-0,68)	(0,94)	(-1,60)		
A_6	-0,11	-0,14	-0,03	-0,05		
	(-1,41)	(-1,01)	(-0,18)	(-0,62)		
A_7	-0,04	-0,16	-0,12	-0,01		
	(-0,49)	(-1,17)	(-0,89)	(-0,06)		
A_8	-0,06	-0,06	0,00	-0,01		
	(-0,70)	(-0,43)	(-0,02)	(-0,16)		
A(1)	-0,81	-2,21	-1,40	-0,22		
retard moyen :						
$\sum$Ai/$\sum$Ai	4,46	2,94	2,06			
B_1				0,16	0,17	0,15
				(2,43)	(3,48)	(1,94)
B_2				0,17	0,18	0,22
				(2,58)	(3,89)	(2,92)
C_1						0,16
						(2,55)
C_2						0,15
						(2,38)
$\bar{R}^2$	0,17	0,43	0,38	0,28	0,32	0,31
ETR	0,93E-2	1,54E-2	1,53E-2	0,83E-2	0,81E-2	0,81E-2
DW	1,65	1,82	2,23	1,97	2,00	1,94

Charles Freedman demande si les modèles indicateurs sont vraiment plus stables que les fonctions de demande de monnaie ou si cette prétendue stabilité tient au fait que nous comparions les équations exprimées en taux de croissance des modèles indicateurs avec les équations de demande de monnaie exprimées en niveaux (dans le cas de M1 à tout le moins). Kim McPhail rappelle l'affirmation que Pierre Fortin a faite la veille, à savoir que les modèles indicateurs ont un pouvoir de prévision inférieur à celui des fonctions de demande de monnaie, parce que les tests de stabilité appliqués aux modèles indicateurs sont moins puissants. Patrice Muller déclare que, dans une équation exprimée en taux de croissance, M1 présente des écarts-types et des erreurs de prévision plus importants sur l'ensemble de la période postérieure à 1979 que pendant les années 70. Ce qu'il trouve assez intéressant, c'est que les écarts-types des prévisions des modèles indicateurs sont supérieurs aux écarts-types des estimations de ces derniers.

Jack Selody convient avec Peter Howitt que les autorités monétaires ne peuvent faire abstraction des innovations du marché financier dans l'analyse de leurs politiques. Il exprime l'avis que, si les fonctions de demande de monnaie ne permettaient de prévoir que l'évolution du stock de monnaie, la Banque pourrait soit examiner les résultats, soit ne pas en tenir compte; mais les modèles indicateurs sont censés prévoir le *revenu*, qui est une variable cible et, par conséquent, appelle une réaction. Il demande à Howitt si, à son avis, l'étude de Gregory et coll. apporte une contribution quelconque. Howitt répond qu'il ne le pense pas, car les résultats des tests de stabilité portant sur le modèle indicateur sont trop faibles et les modèles, de toute façon, s'exposent à la critique de Lucas. Cela dit, il considère que

les résultats des modèles indicateurs doivent être pris en considération. Patrice Muller ajoute que la stabilité relative des modèles indicateurs tient peut-être en partie au fait qu'ils n'ont pas été utilisés aux fins de la politique monétaire. Cette stabilité risque de disparaître si la Banque se met à utiliser activement les modèles indicateurs. Pierre Duguay déclare que sa conception des modèles indicateurs n'est pas aussi négative : étant donné que les prévisions de ces modèles ne se limitent qu'à un trimestre, ils ne sont peut-être pas, en fait, très sensibles au régime de politique monétaire.

Kim McPhail considère comme utiles les diverses hypothèses énoncées dans le document de Gregory et coll. (au sujet, entre autres, des taux d'intérêt et d'une monnaie exogènes), en ce sens qu'elles peuvent indiquer le sens probable de l'erreur systématique dont étaient entachées certaines des estimations des coefficients dans les modèles de la Banque. Selon elle, une dérivation des fonctions de demande de monnaie qui fait la distinction entre les cas où les variables ont une représentation I(0) et ceux où elles ont une représentation I(1) est utile, du fait que les modèles structurels d'ajustement partiel de la Banque remontent à une époque où cette question n'était pas prise en considération (c'est-à-dire à une époque où l'on supposait implicitement que toutes les variables étaient stationnaires).

Alain Paquet n'est pas aussi certain que d'autres de l'utilité des modèles indicateurs pour la conduite de la politique monétaire. Il estime en particulier qu'on minimise le problème que pose la définition des liens logiques existant entre les variables toutes les fois que ces dernières paraissent corrélées. Il juge favorablement les efforts consacrés à cette question par les auteurs du document.

Charles Freedman se demande quelle interprétation économique il convient de donner aux deux principaux coefficients de corrélation qui ont produit les résultats. Gregor Smith confesse ses doutes à ce sujet, mais suppose que le premier résultat est imputable à une erreur de mesure.

Pierre Duguay fait remarquer qu'une bonne partie des travaux empiriques ont porté sur l'agrégat M2 et le revenu en termes réels et qu'il ne fallait pas s'étonner que l'autorégression vectorielle ne donne pas de résultat, car M2 réel a eu tendance à être assez stable, M2 précédant les prix, mais non le revenu réel. Il se demande sur quelle intuition repose le résultat exposé dans la dernière section du document, selon lequel la vitesse d'ajustement est surestimée.

Dans ses dernières répliques, Smith admet que les processus de génération d'informations exposés dans les sections 2 et 3 ne sont pas suffisamment justifiés sur le plan économique. À son avis, les postulats concernant l'offre sur lesquels ils reposent peuvent être améliorés. Il accueille bien l'idée d'une étude plus approfondie de la stabilité relative des deux types de modèles et d'une tentative d'utiliser des tests d'instabilité pour les identifier. Il ajoute que l'erreur de mesure est d'après lui le cas le plus intéressant, mais que cela n'explique pas tout. La taille de l'erreur est également importante. La surestimation de la vitesse d'ajustement est due au fait que le lissage prospectif des modèles, qui est un processus stationnaire de type AR(2), ne correspond pas exactement à l'hypothèse de revenu permanent.

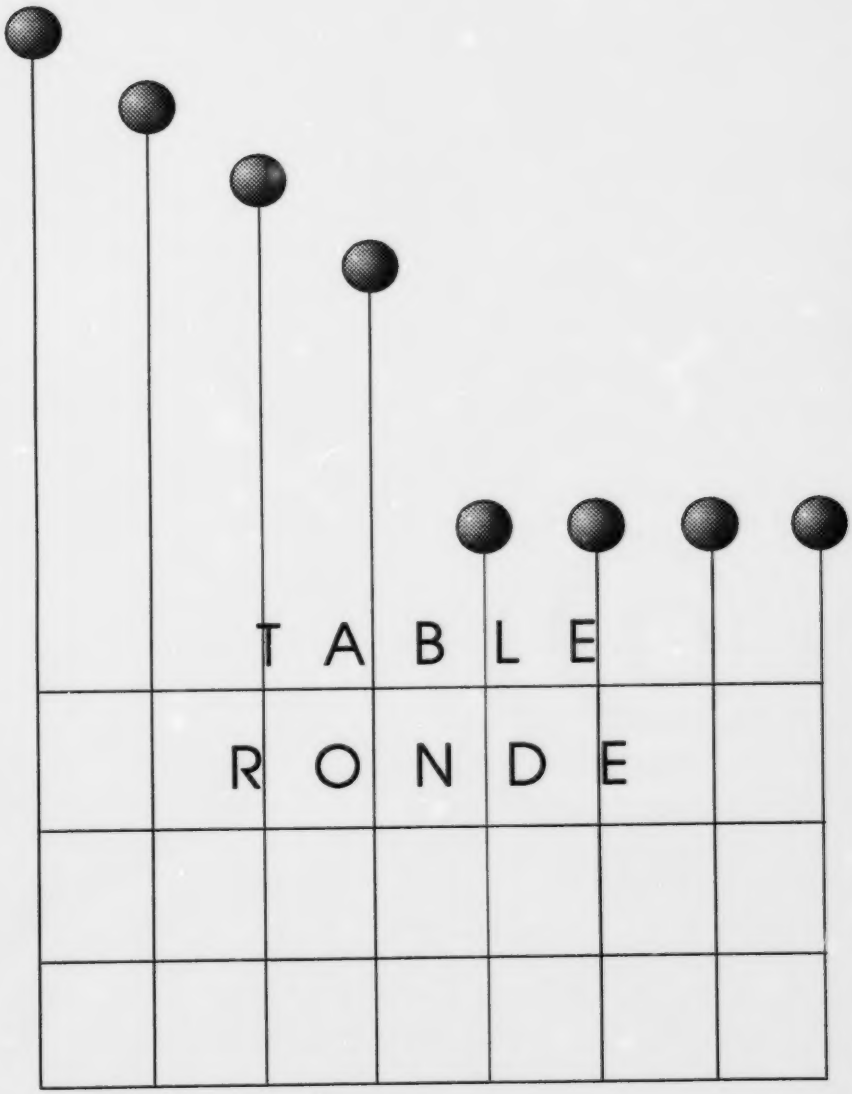


TABLE
RONDE

Peter Howitt

La dynamique de la demande de monnaie

Comme dans la plupart des conférences, nos discussions ont été consacrées principalement aux sujets sur lesquels nous n'étions pas d'accord. Cela est évidemment dans l'ordre des choses, car nous aurions mal employé notre temps si nous l'avions consacré à étudier des questions déjà résolues. Il importe toutefois de ramener les divergences d'opinion et les controverses à leurs justes proportions, en rappelant non seulement que nous sommes d'accord sur bien des points, mais aussi qu'un bon nombre de ces divergences d'opinion touchent des questions qui, d'un point de vue pratique, sont d'importance secondaire.

Il importe notamment de bien voir que les propriétés de la fonction de demande de monnaie dont nous avons débattu sont pour la plupart des propriétés dynamiques à court terme. Les propriétés de régime permanent à long terme semblent faire à peu près l'unanimité. Certaines équations impliquent des élasticités-revenu et une dérive différentes à long terme. Cependant, du point de vue d'une politique monétaire axée sur la réalisation d'un taux d'inflation donné en longue période, égal ou non à zéro, tout ce qui importe est la croissance tendancielle de la quantité de monnaie demandée en termes réels. Il importe peu dans la pratique de savoir dans quelle proportion les effets de la croissance du revenu réel sur celle de la quantité de monnaie demandée sont transmis par le jeu de l'élasticité-revenu plutôt que par celui de la dérive dans la fonction de demande. À mon sens, les diverses équations de demande de M2 estimées ne présentent pas de

différences significatives en ce qui concerne l'évaluation du rythme tendanciel de la croissance; elles diffèrent uniquement par le rôle attribuable aux différentes composantes de M2.

De même, une bonne partie des désaccords au sujet des propriétés dynamiques en courte période révêtent peu d'importance dans la pratique. Les choses sont-elles si différentes au fond selon qu'on exprime, par exemple, la fonction de demande de monnaie en différences premières ou en niveaux, mais avec de très longs retards? Dans le premier cas, les chocs ont un effet permanent sur la demande de monnaie, tandis que dans le second leur effet finit par se dissiper; toutefois, si l'on entend par cela que l'effet se dissipe au bout d'une décennie ou plus, les deux points de vue diffèrent davantage par la forme que sur le fond.

Ambler et Paquet présentent une troisième fonction de demande de monnaie, dans laquelle le résidu ne possède pas de racine unitaire (comme cela serait le cas dans les équations de demande de monnaie exprimées sous forme de différences premières), mais où l'on observe un important changement structurel à caractère permanent en janvier 1983. Cela ressemble fort, à mon avis, au cas de la racine unitaire. On pourrait considérer que le résidu comporte une composante permanente et une composante transitoire, ainsi que l'a fait valoir Jean-Marie Dufour dans certains des commentaires qu'il a formulés pendant le Séminaire. Si la composante transitoire suivait une loi de Poisson avec une forte probabilité de se révéler nulle au cours de chaque période, elle produirait vraisemblablement le type d'observations qu'Ambler et Paquet interpréteraient comme un processus stationnaire comportant un changement structurel permanent. Quelle différence y a-t-il, dans la pratique, entre ce modèle et le modèle de marche aléatoire? Il serait utile d'étudier les implications de la conjonction de chocs permanents et temporaires et de l'existence de chocs permanents prenant la forme d'une

succession d'aléas de Poisson plutôt que d'incréments provenant d'une distribution régulière.

Puisqu'il est question de racines unitaires, je me sens obligé d'évoquer le spectre de la non-linéarité. La dynamique non linéaire est si difficile à manier, même sans perturbations stochastiques, qu'on peut comprendre pourquoi les économétriciens ont tendance à ne pas y faire appel. Cependant, si nous croyons à l'existence probable de racines unitaires, nous devons accepter l'alternative suivante : soit que le monde est parfaitement linéaire, soit que nos modèles linéaires ne constituent qu'une représentation approchée de la réalité. Dans le premier cas, la plus grande méfiance s'impose à l'égard des racines unitaires, puisque les modèles possédant des racines voisines de l'unité sans être égales à cette dernière en valeur absolue ont des propriétés asymptotiques différentes; or, il semble peu probable que, parmi la foule d'hypothèses possibles, ce soit celle postulant l'existence d'une racine unitaire qui ait été retenue dans l'économie. Dans le second cas, il faut se rendre compte que les systèmes non linéaires dont les approximations linéaires ont une racine unitaire en situation de régime permanent tendent également à présenter des bifurcations en leurs points d'équilibre, et donc à se comporter de manière assez différente de leurs approximations linéaires, lesquelles se révèlent en l'occurrence inadéquates. Dans les deux cas, la présence de racines unitaires est une indication que le modèle linéaire utilisé n'est pas fiable. Je ne sais comment résoudre ce dilemme de façon constructive, mais j'estime qu'il convient de le garder à l'esprit lorsqu'on évalue la portée d'analyses économétriques du genre de celles qui ont été faites à ce séminaire.

Théorie et mesure

Le présent séminaire a fait une très large part à l'économétrie. Cela est parfaitement justifié, puisque les questions que nous avons étudiées

portent sur l'interprétation quantitative de résultats économétriques. Il convient toutefois de relever une autre caractéristique de ce séminaire qui, elle, laisse à désirer. Si les travaux économétriques exposés dans les divers documents font appel à certaines des techniques les plus modernes, la théorie économique qui les sous-tend est de la cuvée 1944. Tous les documents reposent sur une analyse IS-LM. À l'exception de l'étude de Gregory, Smith et Wirjanto, ils ne renferment aucun fondement microéconomique et ne tiennent pas compte des répercussions possibles d'anticipations rationnelles. À mon avis, nous devons approfondir les recherches théoriques si nous voulons progresser dans l'étude de quelques-unes des questions qui ont été débattues, et nous devons, à cette fin, envisager un éventail de cadres théoriques plus vaste que celui qui a été mis à contribution dans les documents présentés.

Les autorégressions vectorielles bayésiennes de Racette et Raynauld, par exemple, m'apparaissent comme une façon extrêmement fructueuse d'organiser les données. Je pense que cette méthode économétrique est promise à un bel avenir. Nous devons cependant résister à la tentation de discerner une relation causale dans les résultats obtenus. En l'absence d'un cadre théorique spécifié de façon assez détaillée, les résultats n'ont en soi aucune implication fondamentale.

En ce qui concerne la principale question de fond abordée lors de ce séminaire, soit l'interprétation de la capacité de prévision de la monnaie à titre d'indicateur du revenu réel, du revenu nominal et des prix, je pense que nous sommes parvenus au stade où le progrès n'est plus possible sans un investissement important dans l'élaboration de cadres théoriques qui tiennent compte des principales hypothèses avancées. Il faudrait notamment effectuer, il me semble, des recherches plus approfondies sur le processus d'offre de monnaie au Canada. Ce que nous appelons une équation de demande de

monnaie est, au mieux, une relation exprimée sous forme réduite, qui résume, entre autres choses, les choix du public en matière de portefeuille, la fonction de réaction de la Banque du Canada et le comportement des banques à charte en matière de prêt et de création de dépôts. Nous devons préciser davantage les relations existant entre ces activités avant de pouvoir interpréter la question sur le plan empirique.

Considérons par exemple le changement de la vitesse de circulation de M2 qui semble s'être produit vers 1983. L'interprétation que privilégie la Banque est que ce changement reflétait le fait que le public procédait à une consolidation de ses bilans, le genre d'événement qui pourrait être représenté par un déplacement de la courbe LM sans déplacement de la courbe IS. Cette interprétation met l'accent uniquement sur le comportement du public en matière de portefeuille, sans tenir compte de la politique de la banque centrale ni du comportement des banques à charte, et la conclusion en est que les autorités monétaires auraient dû cautionner ce changement en réduisant le rythme d'expansion monétaire.

Cependant, même si l'on souscrit à la thèse de la consolidation des bilans, il est possible que les banques à charte (et les autres intermédiaires) n'aient pas joué un rôle passif en cette occasion. Une première interprétation veut que, devant la réticence croissante des intermédiaires à satisfaire la demande de crédit, les gens aient naturellement été incités à assainir leur bilan de manière à le rendre plus liquide. Il en résulterait toutefois un déplacement non seulement de LM, mais aussi de IS, puisqu'une offre réduite de crédit diminuerait la demande effective de biens et services. Cette interprétation porte également à croire que la bonne réaction, de la part des autorités, consistait non pas à réduire le rythme d'expansion de l'offre de monnaie, mais à maintenir cette dernière sur la trajectoire visée, en

permettant ainsi à une offre excédentaire latente de monnaie de contrecarrer l'effet de contraction réel du choc.

Il ne me paraît pas facile de décider laquelle de ces deux interprétations est la plus juste. Selon la seconde, si la réticence croissante des prêteurs à consentir des crédits se traduit par un changement des modalités de prêt autres que les taux d'intérêt ou par une modification des critères d'évaluation des risques, il est possible que les écarts de taux d'intérêt ne varient pas de façon statistiquement significative. Il nous faudrait un cadre théorique complet qui énonce les différentes conséquences, vérifiables par des tests, de ces diverses interprétations. C'est pourquoi nous devons accorder beaucoup plus d'attention que par le passé au processus d'offre de monnaie.

Conséquences pour les responsables de la politique monétaire

Les modèles indicateurs étudiés font ressortir que les agrégats monétaires ont un contenu informatif, mais ils n'ont en soi aucune implication pour les responsables de la politique monétaire à moins que l'on soit disposé à en faire l'interprétation selon un cadre théorique particulier. Ils excluent cependant certaines hypothèses théoriques et contredisent notamment une présomption qui a en grande partie guidé la politique suivie par la Banque du Canada par le passé. Il s'agit de l'hypothèse selon laquelle, en moyenne, lorsque l'offre de monnaie est supérieure à ce que permet de prévoir une équation de demande de monnaie, c'est que la préférence pour la liquidité a subi une modification dont les autorités monétaires sont prêtes à s'accommoder et qui, de ce fait, n'aura aucun effet sur la demande globale de biens et services. Analysée sous l'angle du schéma IS-LM, cette modification n'équivaut pas à un déplacement latent de la courbe LM qui est compensé par la politique monétaire. Si tel était le cas, il n'y aurait pas lieu de s'attendre à ce que la tendance systématique observée de la production et du

niveau des prix soit supérieure, à l'avenir, au niveau qu'on aurait prévu autrement à partir des valeurs passées de ces deux mêmes variables.

En ce sens, les résultats empiriques vont à l'encontre de la présomption voulant qu'un résidu positif dans l'équation de demande de monnaie soit toléré dans un souci de stabilisation de la dépense globale. Or, c'est sur cette présomption que s'est largement fondée la Banque du Canada pour mener sa politique monétaire par le passé, comme en témoigne sa préférence pour le nivellement des fluctuations des taux d'intérêt à court terme et son interprétation du changement de la vitesse de circulation de M2 survenu en 1983. L'on observe d'ailleurs que, dans l'ensemble, la politique conciliante de la Banque a permis à la dépense d'augmenter systématiquement après un choc positif et de baisser systématiquement après un choc négatif.

Cela ne veut pas dire que les variations touchant uniquement la demande de monnaie n'existent pas, mais que la Banque a eu tort, par le passé, d'interpréter les innovations influant sur l'offre de monnaie comme des chocs provenant exclusivement de la demande de monnaie et qui justifiaient une modification du rythme d'expansion monétaire; elle aurait plutôt dû y voir des variations de l'offre de monnaie ou des effets secondaires des chocs imprimés à la demande globale, qu'il fallait neutraliser. Peut-être existe-t-il encore une autre interprétation de ces chocs - à part celle, à laquelle je ne souscris pas, d'une pure variation de la demande de monnaie - qui justifierait également la politique conciliante de la Banque, mais j'aimerais qu'elle soit clairement explicitée. D'ici là, il me semble que le seul enseignement valable à tirer de ces modèles indicateurs est que, s'il se produit une augmentation ou une diminution imprévue de l'offre de monnaie à un moment où la Banque s'efforce de stabiliser la dépense globale, la Banque devrait, en règle générale, entreprendre immédiatement de contrecarrer la variation de l'offre

de monnaie, afin d'empêcher une variation de même sens de la dépense globale.

Une dernière conséquence qui se dégage de nos discussions, pour les responsables de la politique monétaire, porte sur l'utilité de M1, la monnaie définie au sens étroit. L'instabilité de la demande de M1 à la fin des années 70 et au début des années 80 a été suffisamment marquée pour entraîner l'abandon de la politique gradualiste dans laquelle M1 jouait le rôle de variable cible. Les modèles indicateurs donnent toutefois à penser que M1 conserve un pouvoir de prévision considérable.

Le contenu informatif de M1 a également été confirmé par certains travaux récents de David Laidler et de William Robson (1990)[1], qui ont montré que des moyennes mobiles de la croissance de M1 présentaient une très forte corrélation avec celles des taux d'inflation observés deux ans plus tard.

Ces résultats semblent indiquer que l'instabilité affichée par la demande de M1 durant la période où les autorités monétaires suivaient une politique gradualiste est peut-être un trait de la dynamique d'ajustement à court terme, sans effet sur la relation de long terme entre l'expansion monétaire et l'inflation. Cette interprétation est conforme aux résultats obtenus par Robert Lucas (1988)[2], qui a montré que la fonction de demande de M1 estimée initialement en 1963 par Allan Meltzer pour les États-Unis conservait un excellent pouvoir de prévision, même si elle ne résiste à aucun test économétrique de stabilité. Considérés dans leur ensemble, ces résultats

---

1 D. E. W. Laidler et W. B. P. Robson, «Mainly Money : The Cause of Canadian Inflation», *Inflation Monitor*, vol. 4, mai 1990, C. D. Howe Institute, Toronto.

2 R. E. Lucas Jr., «Money Demand in the United States : A Quantitative Review», dans *Money, Cycles, and Exchange Rates: Essays in Honour of Allan H. Meltzer*, K. Brunner et B. T. McCallum (éd.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 29, automne 1988, pp. 137-167.

impliquent que la Banque du Canada devrait suivre de près l'évolution de M1, même si la fonction de demande de cet agrégat s'est révélée instable au cours de la période où la politique monétaire était gradualiste.

Pierre Fortin

Je consacrerai mes commentaires aux trois séances, en m'interrogeant, pour chacune d'entre elles, sur i) les principales conclusions qui en ont été tirées, ii) les travaux qui restent à accomplir et iii) les conséquences qui en découlent pour les responsables de la politique monétaire.

Première séance : La demande de monnaie (M2 et M2+)

Principales conclusions

La première conclusion tirée à cette séance est que la vitesse de circulation de M2 a une racine unitaire ou est stationnaire autour d'une tendance déterministe présentant un point de rupture en 1983. En deuxième lieu, les élasticités-revenu estimées semblent se situer entre 0,5 et 1,0 - un intervalle plutôt large. Troisièmement, Francesco Caramazza, Doug Hostland et Kim McPhail montrent que, lorsqu'une contrainte d'homogénéité des prix est imposée, les modèles de correction des erreurs se trouvent incorrectement spécifiés, et le modèle à racine unitaire s'impose comme le modèle véritable. Si notre croyance préalable au sujet de l'homogénéité des prix est ferme, les modèles de correction des erreurs doivent être rejetés. Cette conclusion repose évidemment sur l'hypothèse que l'on sait comment modéliser la demande à long terme. Enfin, on s'entend sur le fait que, lorsque M2 réagit aux écarts de taux d'intérêt, il le fait faiblement, en particulier en longue période.

Travaux restant à accomplir

Nous devons d'abord comprendre la nature du changement structurel de 1983 repéré par Alain Paquet et Steve Ambler en nous demandant s'il s'agit d'un changement temporaire ou permanent et quelles en sont les causes fondamentales. Notre compréhension de la structure paramétrique de la demande de monnaie semble en effet dépendre dans une large mesure de ce changement. Est-ce la période inflationniste de 1975-1983 qui constitue une anomalie, comme l'a laissé entendre Pierre Duguay, les années 1983 et 1984 signalant un retour à la normale[1]? Ou quoi d'autre alors? Au fond, nous devrions donner une interprétation économique à la situation plutôt que de nous contenter d'une simple description statistique. En deuxième lieu, si, à mon avis, l'exclusion des variables de richesse réelle d'une équation de demande d'encaisses de transaction (M1) ne fait aucun problème, leur omission dans les équations de demande de monnaie au sens large (M2, M2+, etc.) me dérange beaucoup. L'agrégat devrait être décomposé en avoirs des ménages et en avoirs des entreprises, des variables de régression différentes étant employées dans chaque cas. À ce stade, il y aurait peut-être lieu d'introduire des variables de contrôle du crédit, lesquelles semblent fort capables d'expliquer la corrélation qui existe entre le revenu nominal et la monnaie retardée (comme Allan Crawford ne cesse de le souligner). En troisième lieu, nous devons élargir notre analyse des phénomènes de substitution au delà du cas des obligations d'épargne du Canada, en procédant à une recherche systématique, d'une part, de tous les écarts pertinents qui peuvent séparer les taux de rendement des dépôts d'épargne de ceux d'autres actifs, comme les avoirs à long terme canadiens et étrangers, et, d'autre part,

---

1 L'hypothèse avancée par Duguay serait conforme, en fait, à la notion d'oubli élaborée par Maurice Allais dans «A Restatement of the Quantity Theory of Money», *American Economic Review*, vol. 56, décembre 1966, pp. 1123-1157.

des effets qui s'exercent du côté de l'offre, en particulier ceux qui proviennent du marché du logement. Enfin, nous devrions réexaminer la demande de M1. Étant donné les renseignements utiles que M1 semble renfermer sur les variations du PIB réel, il serait très intéressant qu'on en arrive à une équation de demande de M1 assez stable, après avoir pris en considération les innovations financières pertinentes.

Conséquences pour la politique monétaire

D'abord, les deux études donnent à penser que ce n'est pas le moment de revenir à des cibles d'expansion monétaire, que celles-ci se fondent sur M1 ou sur M2. Trop d'éléments restent encore mal compris, notamment la manière dont il convient d'interpréter les changements structurels qu'ont subis les équations de demande de monnaie. La question de savoir si la vitesse de circulation de la monnaie devrait être modélisée comme une racine unitaire ou un phénomène de stationnarité autour d'une tendance quelconque n'a pas encore reçu de réponse satisfaisante. Ensuite, même s'il est probable que M2 reste insensible aux variations du niveau général des taux d'intérêt, cet agrégat continuera aussi de subir l'influence de toutes sortes de phénomènes de substitution qu'il est extrêmement difficile d'interpréter à court terme. C'est pourquoi l'autorité monétaire continuera d'avoir du mal à tirer de M2 des renseignements *avancés* utiles sur le PIB nominal. L'information basée sur M2 doit être traitée avec prudence, même lorsqu'elle sert uniquement de guide à la politique monétaire.

Deuxième séance : Les modèles indicateurs

Principales conclusions

La première conclusion tirée est empruntée au document de Patrice Muller : M1 réel est le meilleur indicateur avancé du PIB réel, tandis que M2 entretient une relation analogue avec l'indice implicite des prix du PIB. Autrement dit, les agrégats monétaires renferment une faible dose de renseignements utiles. La deuxième conclusion nous est fournie par le document de Racette et Raynauld : la méthode autorégressive vectorielle bayésienne représente un compromis utile entre les modèles autorégressifs vectoriels athéoriques et les modèles structurels. Le grand intérêt que présentent les modèles BVAR pour l'avenir tient à la possibilité de filtrer l'information à court terme se rapportant à un grand nombre de variables pertinentes de manière à maximiser le pouvoir de prévision du modèle. En troisième lieu, Racette et Raynauld ont démontré de façon convaincante que la prise en compte des influences internationales améliore considérablement le pouvoir de prévision des modèles indicateurs.

Travaux restant à accomplir

Les modèles BVAR devraient faire l'objet d'une meilleure spécification et devenir plus fonctionnels. On pourrait d'abord améliorer ces modèles en imposant de nouvelles contraintes, en en relâchant d'autres, en modifiant la liste des variables endogènes, en introduisant des variables exogènes *canadiennes* (facteurs démographiques, politique microéconomique, etc.) et en mettant à l'essai le filtre de Wiener[2]. Ensuite, les modèles BVAR ne

---

[2] J'ai par contre du mal à composer avec la tendance qu'ont Racette et Raynauld à présenter la méthode autorégressive vectorielle bayésienne comme étant structurellement neutre. Ces modèles imposent bel et bien une structure, tout comme les modèles autorégressifs vectoriels dits «athéoriques».

deviendront fonctionnels et utiles que si l'on donne une meilleure explication de leur structure économique et économétrique fondamentale et que l'on met au point un processus simple de mise à jour trimestrielle des prévisions. Faute de quoi, comme la rose de Ronsard, cette méthode ne vivra que «l'espace d'un matin».

Conséquences pour la politique monétaire

La principale conclusion ici est que l'approche autorégressive vectorielle bayésienne occupe une place de choix parmi les méthodes relativement simples servant à améliorer la capacité de prévision des modèles. Elle permet de rassembler de l'information sur des variables généralement considérées comme importantes et de filtrer cette dernière de manière à en tirer le meilleur parti possible. Elle contient, en effet, un embryon de structure économique assez claire rattachant entre elles les variables à prévoir conjointement, ce qui est de nature à rendre cette méthode largement acceptable. Cette méthode se prête également bien à l'analyse de la politique monétaire et à la prévision. Il serait possible d'introduire dans les modèles BVAR une fonction de réaction générique de la politique monétaire, qui pourrait ensuite être utilisée aux fins de prévision à partir des valeurs choisies pour les paramètres.

Troisième séance : Conciliation

Principales conclusions

La première conclusion concerne une des principales questions posées aux participants du Séminaire, à savoir : pourquoi les agrégats monétaires retardés améliorent-ils la capacité de prévision d'une équation de revenu où interviennent déjà les taux d'intérêt retardés et le revenu retardé à titre de variables de régression? Les explications sensées ne manquent pas, et elles

sont basées sur les fonctions de réaction, le contrôle du crédit, le processus de formation du revenu permanent (Allan Crawford), les erreurs sur les variables, les structures complexes d'avances et de retards (Gregor Smith) ou le cumul de plusieurs erreurs systématiques non signalées (Daniel Racette et Jacques Raynauld)[3]. En second lieu, aucune de ces explications ne nous oblige à abandonner la conception habituelle relative aux mécanismes de transmission de la politique monétaire, conception qui veut que les taux d'intérêt jouent un rôle prépondérant et que les contraintes de crédit aient parfois une tendance non linéaire. Il n'y a pas lieu de se joindre aux tenants de la vision classique, selon laquelle la monnaie est essentiellement une réaction endogène au revenu (selon la version où le cycle économique est déterminé par des chocs réels) ou la monnaie «anticipée» n'a aucun effet sur le revenu (dans la version maintenant périmée de Lucas).

Travaux restant à accomplir

De cette séance s'est dégagé un programme de recherche visant à repérer les facteurs susceptibles d'expliquer la corrélation entre la monnaie retardée et le revenu courant. Je serais favorable à ce qu'on concentre les recherches sur la détermination du modèle structurel d'où sort cette corrélation et à ce qu'on mette l'accent sur les explications économiques plutôt que purement statistiques[4]. Autrement dit, je recommanderais qu'on inclue dans les modèles indicateurs un certain nombre de variables intéressantes qui ont été laissées de côté (principalement des variations

---

3 Rares sont les variables macroéconomiques qui ne soient pas corrélées avec la monnaie retardée!

4 Une bonne partie des travaux économétriques portant sur les séries chronologiques qui sont actuellement en vogue se distinguent difficilement de l'ancienne pratique de la «mesure sans théorie», que Koopmans a stigmatisée il y a longtemps de cela. Une telle approche ne nous mènerait nulle part.

exogènes canadiennes et étrangères et le contrôle du crédit) et qu'on vérifie *ex post* comment leur omission affecte le signe, la valeur et la stabilité des coefficients estimés de la monnaie retardée. Bien entendu, plus le nombre de variables incluses est grand, moins les modèles indicateurs sont utiles pour le repérage rapide des évolutions cycliques contemporaines ou futures. Cependant, si l'on veut éviter que l'autorité monétaire ne soit induite en erreur, il importe beaucoup qu'on ait une idée de la stabilité des coefficients estimés des variables incluses, toutes les fois que d'autres variables pertinentes sont exclues de l'équation.

Conséquences pour la politique monétaire

La première de ces conséquences est dans un sens rassurante : la Banque ne devrait pas trop s'inquiéter de la validité de sa conception habituelle des mécanismes de transmission. Ensuite, la Banque a raison de continuer de croire que les agrégats de la monnaie et du crédit fournissent un certain nombre de renseignements utiles sur le comportement contemporain et futur du revenu. Elle ne devrait cependant pas tabler sur une relation mécanique quelconque entre la monnaie, le crédit et le revenu. Les effets de substitution, les innovations financières et les variations des paramètres rendent les relations peu fiables à moyen terme. La prudence est de mise. Les principaux enseignements pour la banque centrale sont encore de suivre toutes les variables disponibles, de ne pas réagir de façon excessive et de faire preuve de souplesse.

Les responsables de la banque centrale doivent essentiellement répondre à deux questions : quelle cible faut-il viser en matière de revenu nominal et quels moyens doit-on mettre en oeuvre pour l'atteindre? Le présent séminaire a porté sur la deuxième question. Les conclusions, selon moi, appuient le mode de fonctionnement adopté par la Banque du Canada.

J'espère qu'un autre séminaire nous permettra de nous attaquer à la première question, qui est de loin la plus passionnante.

Charles Freedman

Tout d'abord, j'aimerais faire quelques commentaires sur la question de savoir si oui ou non la monnaie est déterminée par la demande. Dans la plupart des manuels d'économie monétaire, on postule que la monnaie est déterminée essentiellement par l'offre. Il est généralement supposé que la banque centrale fixe *directement* le niveau ou le taux de croissance de la monnaie, que celui-ci influe sur l'évolution des taux d'intérêt et du taux de change et que les variations des taux d'intérêt et du taux de change influencent à leur tour la croissance de la dépense et, avec un certain retard, le rythme d'augmentation des prix.

Bien qu'il convienne parfaitement à l'enseignement de l'économie monétaire, ce schéma représente mal la séquence des événements dans la réalité. En fait, la Banque du Canada ne contrôle directement que son propre bilan. En ajustant ce dernier (en règle générale, par le transfert, d'un compte à un autre, des encaisses du Receveur général en courte période), elle modifie le volume d'encaisses de règlement offert aux adhérents de l'Association canadienne des paiements. Il en résulte des variations des taux d'intérêt à très court terme, qui se répercutent ensuite sur tout l'éventail des taux d'intérêt et des taux de rendement, de même que sur le taux de change. Comme nous l'enseignent les manuels, cela conduit à des variations de la dépense, puis du taux d'inflation. Les divers agrégats de la monnaie et du crédit sont touchés par les variations des taux d'intérêt ainsi que par celles de la dépense et des prix, de sorte qu'ils sont déterminés par la demande. Cela ne signifie pas que ces agrégats sont sans importance. De fait, leurs

mouvements sont étroitement liés, en longue période, à l'évolution de l'inflation et ils peuvent jouer un rôle très utile à titre de cibles intermédiaires ou de variables d'information dans la réduction de l'inflation et la réalisation de la stabilité des prix. Il faut toutefois noter que ces agrégats ne sont pas soumis au contrôle *direct* de la banque centrale.

La Banque du Canada doit comprendre la dynamique des diverses forces à l'oeuvre et les relations entre les différentes variables pour interpréter correctement la conjoncture économique. L'interprétation des variations des agrégats de la monnaie et du crédit, en particulier, dépend dans une large mesure des liens temporels existant entre les variations des agrégats financiers et celles de la dépense et de l'inflation.

Il existe bien sûr deux façons assez différentes de spécifier ces relations, comme on l'a vu au cours des deux premières séances du Séminaire. L'approche traditionnelle lie la demande de monnaie aux variations antérieures ou contemporaines de la dépense, des prix et des taux d'intérêt, de même qu'à d'autres variables. Dans le cas de M2, ces dernières comprennent l'écart entre les taux d'intérêt offerts sur les dépôts bancaires et les taux de rendement d'autres avoirs financiers, de même que l'encours des obligations d'épargne du Canada. Parfois, on se sert également de variables muettes pour représenter les vagues d'innovations financières que les équations ne peuvent prendre en compte autrement. La deuxième approche met l'accent sur le rôle d'indicateur avancé que jouent les agrégats financiers à l'égard de la dépense et de l'inflation. Il s'agit d'une approche astructurelle, qui comporte l'estimation d'équations de forme réduite ou l'analyse du contenu informatif des agrégats financiers.

Il existe donc deux séries d'équations rattachant les agrégats financiers aux variables économiques sous-jacentes. La troisième séance du Séminaire avait pour objet d'examiner la façon dont on pouvait concilier les deux séries

d'équations. Sur un plan plus général, il serait très utile de pouvoir interpréter les mouvements des agrégats monétaires au sens étroit et au sens large et ceux des agrégats de crédit aussi bien dans le contexte des équations de demande que dans le cadre d'équations de forme réduite ou de variables d'information.

Le meilleur moyen, peut-être, de faire ressortir l'importance que revêt une approche cohérente et intégrée pour l'interprétation des variations des agrégats financiers est de recourir à un exemple. Supposons que la dépense nominale ait augmenté plus vite que prévu, mais qu'on ne le sache pas encore à cause des délais de publication des comptes nationaux. La croissance rapide de la dépense pourra se traduire par des erreurs dans les projections de la demande de monnaie fondées sur des estimations de la dépense nominale courante. Parallèlement, l'approche faisant appel à des variables d'information mettra généralement en évidence une hausse de la dépense nominale sur la base de la croissance des agrégats. Si les deux approches convergeaient, outre que ce serait très réconfortant, elles tourniraient aux autorités monétaires une base solide, de même que d'autres informations sur l'évolution sous-jacente pour mettre en oeuvre leur politique. Si, par contre, elles donnaient lieu à des interprétations différentes de l'évolution économique ou encore si les variations des divers agrégats financiers divergeaient, les responsables de la politique monétaire pourraient plus difficilement se fier sur ces derniers pour décider des modifications à apporter aux conditions monétaires.

Cette dernière hypothèse est renforcée par le fait que des vagues périodiques d'innovations financières ont influé sur les agrégats financiers et leurs liens avec la dépense. Au début des années 80, par exemple, M1 a affiché une croissance très lente, malgré la vigueur persistante de l'expansion de la dépense nominale et des pressions inflationnistes. Si les autorités

monétaires avaient fondé leurs décisions uniquement sur M1, les taux d'intérêt auraient été réduits de manière inopportune. Or, la faible croissance de M1 durant cette période était imputable à un certain nombre d'innovations dans le secteur financier[1] de sorte que M1 ne pouvait guider la politique monétaire, du moins pour un certain temps.

Les événements des deux dernières années nous fournissent un exemple plus récent et concret du rôle joué par les divers agrégats dans l'interprétation de l'évolution économique. Depuis 1987, la croissance de M2 et des agrégats du crédit a été très rapide, tandis que celle de l'agrégat monétaire au sens étroit, M1, s'est ralentie. Selon l'approche traditionnelle, le comportement divergent des agrégats monétaires tient principalement à la hausse des taux d'intérêt survenue au cours de cette période, hausse qui influe beaucoup plus sur M1 que sur les agrégats plus larges. Il y a eu en outre les effets périodiques de l'encours des obligations d'épargne du Canada (qui influencent M2), ainsi que quelques autres facteurs spéciaux[2]. Si l'on envisage cette période sous l'angle des variables d'information, on constate une certaine décélération de la dépense réelle (sur la base de l'évolution de M1) de même qu'une intensification des pressions inflationnistes (d'après l'évolution de M2 et de certains des agrégats du crédit).

Pour concilier véritablement les deux approches, il faut régler deux questions clés. Il faut en premier lieu parvenir à expliquer pourquoi certaines variables entrent dans les modèles indicateurs, mais pas d'autres. Par exemple, la monnaie devrait-elle être représentée dans le modèle indicateur, du moment que les taux d'intérêt et le taux de change y figurent à titre de

---

1 C. Freedman, «Financial Innovation in Canada: Causes and Consequences», *American Economic Review*, mai 1983, pp. 101-106.

2 Il convient également de noter que la croissance tendancielle des agrégats au sens large est supérieure à celle de M1, comme le montre la taille de la constante dans les équations de demande de M2 et de M2+ exprimées en taux de croissance.

variables explicatives? En second lieu, on doit déterminer si les structures de retards et la taille des coefficients sont cohérentes dans les deux types d'équation, compte tenu des structures de retards et des coefficients que renferment les équations formalisant de façon plausible le reste du système économique. Une évaluation complète de cette question devrait englober tant les équations se rapportant aux agrégats définis au sens étroit que celles ayant trait aux agrégats au sens large. Le reste de mes commentaires portera principalement sur la première question, à savoir l'interprétation qu'il faut donner à la présence ou à l'absence de certaines variables dans le modèle indicateur.

La façon la plus simple et la plus évidente d'interpréter le modèle indicateur et de le concilier avec l'équation de demande de monnaie consiste à transformer cette dernière et l'équation formalisant l'équilibre du marché des biens (c.-à-d. les courbes LM et IS) en une équation de forme réduite dans laquelle la dépense nominale est fonction de la monnaie. Cette façon de procéder devrait en principe entraîner le remplacement de l'agrégat monétaire par les taux d'intérêt dans l'équation de forme réduite estimée. Bien que cela semble être le cas dans quelques équations estimées pour les États-Unis[3], il n'en va pas de même pour les modèles indicateurs canadiens, où l'agrégat monétaire exerce un effet plus marqué que les taux d'intérêt ou encore coexiste avec ce dernier dans l'équation.

Une deuxième interprétation est donnée par Crawford, à savoir que, en raison de la fonction de réaction de la banque centrale, les taux d'intérêt réagissent directement aux variations des agrégats monétaires par rapport aux cibles visées pour ces derniers. Bien que cette interprétation soit cohérente sur le plan théorique, elle ne rend pas compte de façon convaincante, à mon

---

3 C. A. Sims, «Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered», *American Economic Review*, mai 1980, pp. 250-257.

avis, de la coexistence de la monnaie et des taux d'intérêt dans les modèles indicateurs au cours de la période d'estimation. Le niveau de M1 par rapport à la fourchette visée a certainement joué un rôle dans les variations des taux d'intérêt à court terme entre 1975 et 1981, même si d'autres facteurs sont également intervenus. Pour la période antérieure à 1975 et celle postérieure à 1981, par contre, il est difficile de soutenir que M1 a joué un rôle important dans l'évolution des taux d'intérêt. Comme les modèles indicateurs portent à croire que la relation de long terme entre les agrégats monétaires et la dépense ou l'inflation était à peu près la même au cours de chacune des sous-périodes, cette deuxième interprétation paraît offrir peu de chances de concilier les équations de demande de monnaie et les équations de forme réduite.

Une autre interprétation envisageable repose sur la possibilité que des variables omises dans les équations de forme réduite ou les modèles indicateurs soient corrélées avec les agrégats monétaires, ce qui expliquerait l'importance de ces derniers. Quelles sortes de variables pourraient avoir été omises? Ensuite, si l'on peut les spécifier, pourquoi ne pas les introduire directement dans les équations? Deux variables possibles viennent immédiatement à l'esprit. La première est le crédit. Toutefois, lorsque cette variable est ajoutée au modèle indicateur, la monnaie et le crédit tendent tous deux à garder un rôle significatif, et la présence du second n'entraîne pas l'exclusion de la première. On peut ensuite penser à une variable reflétant les facteurs internationaux. L'un des points intéressants qui se dégagent des résultats obtenus par Racette et Raynauld à l'aide du modèle autorégressif vectoriel bayésien est qu'il y a peut-être lieu d'accorder plus d'attention aux variables internationales dans les modèles indicateurs.

Une autre façon encore de concilier les deux séries d'équations est d'envisager l'existence de relations non linéaires. Si le monde était vraiment

linéaire, l'équation de forme réduite ayant trait à la dépense serait normalement fonction des taux d'intérêt et du taux de change, sans que la monnaie joue de rôle indépendant. Si, par contre, l'une des équations du système est non linéaire, il devient impossible de résoudre le système au moyen d'une équation linéaire simple de forme réduite. Dans ce cas, une approximation linéaire d'une solution non linéaire pourrait bien entraîner l'inclusion de la monnaie. Cette possibilité me paraît offrir un axe de recherche prometteur, qui pourrait peut-être expliquer de façon plus satisfaisante certains des résultats empiriques obtenus.

J'aimerais maintenant me pencher sur la thèse du déséquilibre de la quantité de monnaie, ainsi que l'ont exposée Laidler et Howitt, parmi d'autres auteurs. Cette thèse ne me semble pas particulièrement utile ni convaincante, en grande partie parce qu'elle exige que l'offre de monnaie soit indépendante de la demande de monnaie. Peut-être pourrait-on, cependant, donner à cette approche une interprétation qui soit plus compatible avec la notion voulant que la monnaie soit déterminée par la demande.

Supposons qu'un choc soit imprimé à la demande globale, sous forme d'une augmentation exogène de la demande de biens émanant des ménages ou des entreprises. Si ceux-ci contractent des emprunts auprès des banques afin de financer la totalité ou une partie de la hausse des dépenses souhaitées[4], la croissance du crédit bancaire s'accélérera d'une façon ou d'une autre. Cette croissance pourrait être contemporaine de celle de la dépense ou la précéder. Elle sera sans doute contemporaine de la première série de dépenses, puisque les prêts sont, de nos jours, habituellement consentis au moment même de la dépense ou juste avant, plutôt que longtemps à l'avance. La croissance du crédit pourrait cependant devancer

---

[4] Bien entendu, le système financier très développé qui est celui du Canada offre bien des moyens autres que les prêts bancaires pour financer les dépenses.

celle de la dépense pour ce qui est de la deuxième vague (induite) de dépenses provoquée par le choc, c'est-à-dire les dépenses liées aux effets de multiplication et d'accélération.

Comment les banques réagissent-elles à une hausse de la demande de crédit? En général, elles relèvent légèrement les taux qu'elles offrent sur leurs dépôts par rapport aux autres taux de manière à attirer les dépôts nécessaires au financement de la croissance du crédit, ce qui fait augmenter M3 si la croissance des prêts est financée par les gros dépôts (autres que ceux des particuliers), ou à la fois M2 et M3 si le financement provient des dépôts des particuliers. Si l'on disposait d'équations de demande de M2 et de M3 complètes, il serait possible de suivre de près les effets qu'ont sur l'évolution de ces agrégats les variations de l'écart entre les taux d'intérêt offerts sur les dépôts et les taux de rendement concurrents. En fait, il est très difficile de déterminer avec une précision quelconque le coefficient dont l'écart de taux d'intérêt doit être assorti. Ensuite, on ne dispose pas d'équations empiriques permettant de décrire de manière satisfaisante le mode de fixation des taux que les banques offrent sur les dépôts. Étant donné notre incapacité de suivre de très près ce genre de variation de la demande de monnaie, la quantité de M2 ou de M3 ou de ces deux agrégats peut servir d'approximation du crédit et de la dépense.

Cette interprétation de la thèse du déséquilibre de la quantité de monnaie pose un problème : selon elle, le crédit serait une meilleure approximation de la dépense que la monnaie; en conséquence, le crédit devrait remplacer la monnaie dans le modèle indicateur. Dans la réalité, comme je l'ai indiqué précédemment, ce n'est pas ce qui se produit dans les équations estimées. On pourrait cependant faire valoir que, pour les effets «de deuxième vague» sur la dépense, la monnaie peut présenter un lien plus étroit que le crédit avec la dépense, auquel cas et le crédit et la monnaie

pourraient jouer un rôle dans les modèles indicateurs. De toute manière, une interprétation de ce genre pourrait contribuer à concilier la thèse du déséquilibre et une démarche plus traditionnelle faisant appel aux équations de demande de monnaie.

Discussion générale

Peter Howitt fait remarquer que la thèse du «déséquilibre» avancée pour expliquer pourquoi la monnaie a un effet significatif dans les modèles indicateurs est presque identique à celle des «variables omises», en ce sens que, s'il n'y a pas d'équilibre, c'est qu'une variable influant sur la demande de monnaie, mais n'intervenant pas dans le modèle a changé. Il fait aussi observer que la variable monétaire dans les modèles indicateurs peut saisir les effets de nombreuses variables omises. Ces dernières risquent toutefois d'exercer des influences différentes sur la dépense, de sorte qu'on ne trouvera peut-être pas une seule variable omise qui soit statistiquement significative et susceptible de remplacer la monnaie dans les modèles indicateurs.

Pour faire suite à une discussion entamée antérieurement au sujet de l'influence des éléments de l'économie de l'offre sur l'évolution de M2 et de M2+, Charles Freedman réitère son opinion selon laquelle ces agrégats sont essentiellement déterminés par la demande. Il fait remarquer que, si l'objectif à long terme de la politique monétaire est d'abaisser le taux d'inflation et ainsi de réaliser la stabilité des prix, les agrégats monétaires peuvent jouer un rôle complémentaire très utile à titre de variables d'information (ou, parfois, de cibles intermédiaires) dans la réalisation de cet objectif. Dans la pratique, si les agrégats monétaires augmentent trop vite et que d'autres renseignements confirment l'existence effective ou virtuelle de pressions inflationnistes, la Banque intervient de manière à favoriser un resserrement des conditions monétaires. La hausse des taux d'intérêt à très court terme, qui sont les plus sensibles aux mesures prises par la Banque, s'étend aux taux

d'intérêt du marché sur la totalité ou sur une partie de l'éventail des échéances et tend également à influer sur le taux de change. Les variations des taux d'intérêt et du taux de change se répercutent sur la dépense et les prix. Ce faisant, elles influent sur les agrégats monétaires, soit directement, comme en particulier dans le cas de M1, qui est assez sensible aux taux d'intérêt, soit indirectement par leur effet sur la dépense et les prix. En ce qui concerne la chronologie des effets, les mesures prises par la Banque du Canada sont susceptibles de se manifester d'abord sur M1, puis sur la dépense réelle, sur les agrégats monétaires au sens large et enfin sur les prix. Freedman ajoute que, dans la poursuite de l'objectif visé en fin de compte, qui est de contenir et de réduire l'inflation, M1 peut bien faire l'objet de fluctuations assez marquées en raison de sa sensibilité aux taux d'intérêt.

Au sujet de la remarque de Howitt sur la «dérive» de la monnaie, Pierre Duguay déclare qu'à son avis il importe beaucoup de savoir si la monnaie dérive dans le sillage de la dépense (auquel cas la banque centrale ne devrait pas composer avec la dérive) ou en raison d'une variation de la demande de monnaie non liée au revenu (avec laquelle la banque centrale devrait composer). Dans les modèles de forme réduite, tels que les modèles indicateurs, il est difficile de distinguer les deux influences; en outre, les modèles indicateurs portent à croire que *tant* les erreurs ayant trait à la demande de monnaie *que* la monnaie prévue influent sur la dépense future. La modélisation de la demande de monnaie est l'une des façons de distinguer les chocs de la demande de monnaie et les variations de la monnaie qui sont liées à la dépense.

Revenant à l'idée que des relations non linéaires pourraient expliquer l'influence de la monnaie et du crédit dans les modèles indicateurs, Duguay propose une autre explication : la monnaie et le crédit reflètent les effets des variations du taux de change, qui, dans une petite économie ouverte comme

le Canada, est l'un des principaux canaux de transmission des effets de la politique monétaire sur l'économie.

Daniel Racette déclare qu'il n'est pas satisfait de la démarche de la politique monétaire qui consiste dans l'usage d'un ensemble d'indicateurs. Selon lui, les chiffres préliminaires publiés pour nombre de ces indicateurs font l'objet de fréquentes révisions et risquent de donner des signaux inexacts. Il fait valoir qu'il conviendrait d'employer un nombre d'indicateurs beaucoup plus restreint - dans lequel le taux de change jouerait un rôle et un agrégat monétaire tiendrait une place majeure.

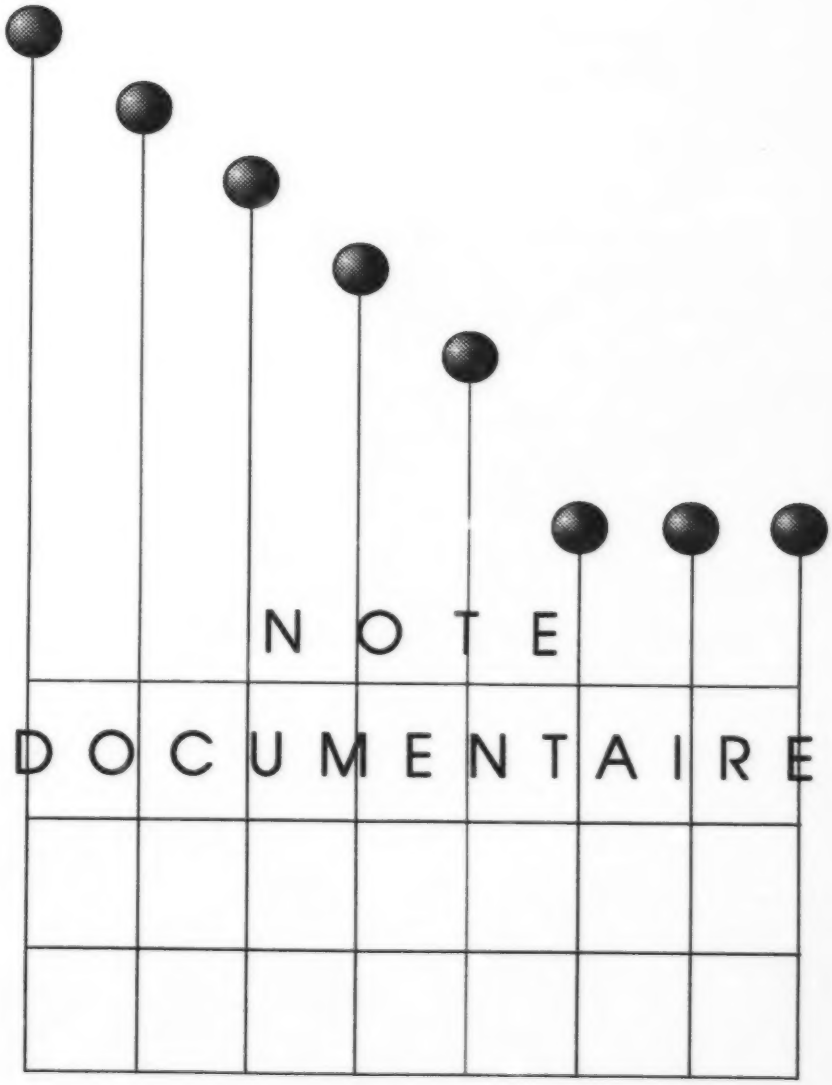
Charles Freedman réitère de nouveau le point de vue qu'il avait antérieurement exprimé, à savoir que, en raison de perturbations entraînant une certaine instabilité aléatoire des agrégats de la monnaie et du crédit, de la dynamique en jeu et de la possibilité toujours présente d'innovations financières, la Banque suivait de près un certain nombre d'agrégats de la monnaie et du crédit. Les variations des divers agrégats aident à interpréter les évolutions de l'économie qui influent sur la dépense et l'inflation. Si tous les agrégats donnent des signaux similaires, leur interprétation est simple. Si, en revanche, leurs indications sont contradictoires, il est indispensable d'évaluer les facteurs particuliers qui pourraient influer sur la croissance de tel ou tel agrégat. En fin de compte, dans un contexte d'incertitude, toute information disponible est filtrée, puisque l'ensemble des informations donnent rarement les mêmes indications, en particulier lorsque l'économie approche d'un point de retournement. Bien entendu, on accorde une attention particulière aux variables nominales, surtout aux agrégats financiers, du fait qu'ils aident les responsables de la politique monétaire à ne pas accumuler erreurs sur erreurs.

Freedman ajoute que cette démarche a été adoptée non pas pour *élargir* le champ de la politique monétaire, mais bien pour préciser ses actions

en mettant l'accent sur les variables *nominales* et en résistant à la tentation de viser des variables *réelles*. Il note que, si l'on veut prendre pour cible un agrégat monétaire unique, il faut être sûr de la stabilité de sa relation; autrement, la politique monétaire perdrait de sa crédibilité si la Banque devait abandonner la cible en question parce que la relation mettant en cause l'agrégat a changé, ou si elle devait expliquer au public pourquoi elle ne ramène pas l'agrégat en question sur sa cible à la suite d'un tel changement. Freedman affirme qu'il ne croit pas qu'une seule variable ni même un nombre réduit de variables soient assez fiables pour que la Banque leur accorde une attention exclusive.

Paul Boothe fait remarquer que l'objectif de stabilité des prix visé par la Banque du Canada est généralement perçu comme crédible, mais que les agents économiques ne savent pas *comment* la Banque s'y prendra pour l'atteindre. Il préconise que la Banque explicite la manière dont elle se propose d'atteindre l'objectif de stabilité des prix.

Freedman signale qu'il importe de concilier les interprétations des données qui s'inspirent des modèles de demande de monnaie et des modèles indicateurs, car cela tire à conséquence non seulement pour la prévision, mais aussi pour l'explication des phénomènes économiques.


NOTE
DOCUMENTAIRE

LES RÉPERCUSSIONS DES INNOVATIONS INSTITUTIONNELLES SUR LES AGRÉGATS MONÉTAIRES

E. P. Fine

Introduction

À la fin des années 70 et durant les années 80, l'introduction d'innovations sur les marchés financiers et de nouveaux instruments de dépôt par les institutions financières a eu une incidence considérable sur les agrégats monétaires, et la relation que les études économétriques ont permis d'établir entre la monnaie, d'une part, et le revenu et les taux d'intérêt, d'autre part, a été perturbée. En partie à cause de ces innovations et de notre incapacité de prédire la totalité de leur incidence sur les agrégats monétaires, M1 a cessé en 1982 de servir de cible à la politique monétaire. D'autres facteurs survenus au cours des années 80 ont également influé sur diverses composantes des agrégats monétaires, notamment les dépôts des particuliers.

Le rythme d'innovation dans le secteur canadien des services financiers s'est accéléré à la fin des années 70 et au début des années 80. Confrontées à des taux d'inflation à la fois élevés et variables, les sociétés ont commencé à utiliser des techniques plus sophistiquées de gestion de leur trésorerie et à exiger de leurs banques une gamme de services élargie. Un grand nombre de ces sociétés avaient en effet accès aux marchés internationaux et connaissaient le choix de services offerts par les banques américaines en matière de gestion d'encaisses. Parallèlement, les banques étaient maintenant capables, grâce aux progrès de la technique, de déterminer avec plus de précision les coûts

associés à chacun de leurs services et, par conséquent, de fixer les prix de ceux-ci.

Les services bancaires aux particuliers ont eux aussi été touchés par certains progrès techniques qui permettent aux banques de procéder à une segmentation plus fine des marchés sur lesquels elles opèrent. Ainsi, l'introduction de comptes d'épargne à intérêt quotidien transférables par chèque - initialement présentés par certaines banques comme étant des comptes complets cumulant les avantages du compte d'épargne et du compte de chèques et destinés à remplacer ces deux types de compte - a été rapidement suivie par l'apparition d'autres types de compte à intérêt quotidien, affichant chacun une structure distincte de taux d'intérêt progressifs et de frais d'administration. La multiplication des guichets automatiques dans les années 80 a permis aux particuliers un accès plus facile à leurs comptes de banque et une utilisation optimale des comptes à intérêt quotidien. On aurait tort toutefois de n'attribuer ces innovations qu'au progrès technique; en effet, dans la majorité des cas, le principal moteur de l'innovation a été la concurrence qui s'exerçait, d'une part, entre les différentes banques et, d'autre part, entre les banques et les autres institutions de dépôt[1].

Les pages qui suivent présentent une vue d'ensemble des principales innovations ayant influé sur les agrégats monétaires, tels qu'ils sont mesurés au Canada. Les dates où les nouveaux types de compte ou de service sont apparus (et il s'en crée encore de nouveaux) varient d'une banque à l'autre; aussi est-il souvent malaisé de déterminer le moment précis où une innovation donnée s'est répercutée sur les agrégats.

---

1 Voir C. Freedman, «Financial Innovation in Canada: Causes and Consequences», *American Economic Review*, mai 1983, pp. 101-106.

1. Les innovations en matière de services bancaires aux sociétés

1.1 Les nouveaux instruments de gestion des encaisses

Vers le milieu des années 70, les grandes sociétés d'envergure nationale se sont mises à demander à leurs banques des services plus sophistiqués en matière de gestion des encaisses. Elles effectuaient fréquemment des opérations d'un bout à l'autre du pays et désiraient, à la faveur des progrès techniques en cours, être en mesure de prévoir leurs entrées et sorties de fonds avec une certaine précision. Un bon nombre d'entreprises s'affairaient à mettre sur pied des services sophistiqués de gestion des liquidités et s'adressaient simultanément aux marchés de capitaux canadiens et étrangers. Elles souhaitaient pouvoir regrouper, à la fin de chaque journée, les encaisses qu'elles détenaient partout au pays de façon à pouvoir employer leurs fonds de manière plus productive. Le besoin d'une plus grande transparence dans la conduite des opérations bancaires se faisait également sentir; en règle générale, les clients préféraient ne payer que pour les services qu'ils utilisaient expressément et recevoir une rémunération sur leurs encaisses de transaction.

Pour répondre à ces besoins, les banques ont commencé à offrir, contre rémunération, des services de recouvrement accéléré à l'échelle régionale. Ces services permettaient le regroupement des rentrées de fonds des entreprises par l'entremise des réseaux nationaux de succursales bancaires, et les frais applicables aux dépôts et aux retraits tenaient compte de la présence ou non d'encaisses non rémunérées. En outre, la hausse des taux d'intérêt a amené les banques à suivre de plus près les coûts associés à la détention des encaisses de transaction de chaque client et à recouvrer ceux-ci en imposant certains frais ou en obligeant les clients à détenir ces encaisses dans des comptes non rémunérés ou à faible rendement.

Dans certains cas, les banques se sont mises à rémunérer les encaisses détenues dans les comptes courants. Le plus souvent toutefois, elles ont préféré offrir à leurs clients de ramener à zéro en fin de journée le solde de leur compte courant en vue d'investir les fonds excédentaires dans des certificats de dépôt à un jour ou à très court terme. Le taux de rendement de ces certificats était la plupart du temps inférieur d'un certain pourcentage au taux de base des prêts bancaires; cependant, si les fonds parvenaient à la banque tard dans la journée, le taux appliqué pouvait être très faible (3 % par exemple).

Le regroupement des soldes a aussi permis aux clients dont les besoins étaient plus complexes d'investir l'excédent de leurs encaisses dans des titres du marché monétaire. Cette formule pouvait s'avérer très attrayante lorsque les fonds étaient disponibles pour plus de quelques jours; en effet, le rendement des bons du Trésor ou du papier commercial à 30 jours peut être supérieur d'un point de pourcentage ou même plus à celui des certificats de dépôt de même échéance.

Incidence sur les agrégats monétaires

Cette phase d'innovations dans la gestion des encaisses s'est traduite par une diminution globale de l'emploi que les sociétés faisaient des encaisses transférables par chèque, ce qui a donné lieu à une baisse de l'agrégat au sens étroit M1. De même, le placement des encaisses excédentaires sous forme de certificats de dépôt a entraîné des ponctions sur les comptes courants, qui font partie de M1; ce n'est qu'au sein de M3 que tous ces transferts de fonds se sont trouvés englobés par un même agrégat. De manière générale, les encaisses détenues dans les comptes courants sont devenues plus volatiles, et les variations de M1 plus fortes, à la suite de l'introduction de ces différentes innovations.

1.2 Les nouveaux comptes de gestion des encaisses

À mesure que se répandait l'utilisation d'instruments de gestion des encaisses, les entreprises de moindre taille ont commencé à leur tour à exiger de meilleurs taux de rendement sur leurs encaisses. Certes, elles n'ont pas recouru, contrairement aux grandes entreprises, aux techniques sophistiquées de gestion des disponibilités, mais leurs directeurs financiers ont pris pleinement conscience des coûts que représentaient les fonds inemployés lorsque les taux d'intérêt ont atteint des niveaux records au début des années 80. La clarification, à peu près à la même époque, de la définition du «préavis» aux fins du calcul des réserves bancaires a en outre permis aux banques de créer une nouvelle gamme de comptes de chèques et de les inclure à ces fins dans la catégorie des dépôts à préavis[2]. Comme ces comptes sont assujettis à des coefficients de réserve moins élevés (3 %, dans les grandes banques, contre 10 % pour les dépôts à vue), les banques étaient en mesure d'offrir des taux d'intérêt un peu plus intéressants.

Vers 1982, les banques se sont mises à offrir aux entreprises des comptes à préavis portant intérêt et transférables par chèque. Le taux d'intérêt consenti sur ce type de compte varie selon le client et est fonction du profil des dépôts et des paiements que celui-ci effectue, et tout particulièrement du volume des effets en cours de compensation engendré par ses transactions. Le taux correspond généralement à la différence entre le taux de base des prêts bancaires et un écart fixé par négociation. Les comptes de cette nature sont classés dans la catégorie des dépôts transférables par chèque autres que ceux des particuliers; ils sont donc compris dans M2, mais non dans M1.

---

2 Pour qu'un dépôt soit considéré comme étant à préavis aux fins du calcul des réserves, la banque doit indiquer qu'elle se réserve le droit d'exiger un préavis en cas de retrait. Dans la pratique, toutefois, un tel préavis est très rarement, sinon jamais, exigé; les entreprises peuvent donc tirer des chèques sur ces comptes.

Incidence sur les agrégats monétaires

L'avènement des comptes à préavis a donné lieu à de nouveaux transferts de fonds des comptes courants aux dépôts à préavis autres que ceux des particuliers, de sorte que l'agrégat M1 a diminué. En effet, un grand nombre des clients qui plaçaient l'excédent de leurs comptes courants dans des certificats de dépôt ont délaissé cette formule en faveur des nouveaux comptes à préavis. Ces déplacements de fonds ont contribué à la diminution de l'agrégat M1, tandis que la multiplication des comptes à préavis a provoqué un relèvement de M2. C'est seulement au sein de l'agrégat bancaire le plus large, M3, que tous ces déplacements de fonds se sont trouvés pris en compte. Ainsi, la fraction de M2 utilisée à des fins de transaction est demeurée inchangée, et le poids des dépôts des entreprises de petite taille dans M1 a augmenté.

2. Les innovations en matière de services bancaires aux particuliers

2.1 Les dépôts d'épargne à intérêt quotidien (DEIQ)

La Banque de la Colombie-Britannique ainsi que certaines credit unions offrent des dépôts d'épargne à intérêt quotidien (DEIQ) depuis le milieu des années 60. Dès son ouverture en juin 1979, la Banque Continentale a proposé aux particuliers des DEIQ; peu après, la Société Canada Trust lui a emboîté le pas. En août 1979, la Banque de Montréal est devenue la première grande banque à offrir des DEIQ à la grandeur du Canada; les quatre autres grandes banques en offraient à leur tour un mois plus tard, suivies de la Banque Nationale en décembre 1979.

Au début, certaines banques imposaient des frais élevés (de 50 ¢ ou de 1,00 $) pour les retraits, qui ne pouvaient d'ailleurs s'effectuer qu'au comptoir. Aussi le compte à intérêt quotidien ne présentait-il qu'un attrait limité par

rapport au compte de chèques personnel. Initialement, la plupart des banques versaient les intérêts courus deux fois l'an, comme pour les autres dépôts d'épargne. En 1980, la Banque Royale a, dans un geste novateur, commencé à payer les intérêts sur une base mensuelle. En avril 1981, la Banque de Montréal introduisait elle aussi le paiement mensuel des intérêts et était imitée, dès juillet, par la Banque Toronto-Dominion et la Banque Continentale. Au début de 1982, toutes les banques, à l'exception de la Banque de Nouvelle-Écosse et de la Banque Nationale, avaient adopté le paiement mensuel des intérêts. Cependant, les comptes dont les intérêts étaient versés mensuellement étaient assortis de taux plus faibles (environ 50 points de base de moins) que les comptes dont les intérêts étaient payés deux fois l'an.

Incidence sur les agrégats monétaires

À l'origine, les fonds transférés vers les DEIQ provenaient principalement d'autres dépôts d'épargne, surtout d'autres dépôts non transférables par chèque. Mais une partie des fonds ont également pu être retirés de dépôts à terme, particulièrement en période de volatilité des taux d'intérêt. En outre, on a pu observer dans les premières années certains déplacements de fonds des comptes de chèques aux DEIQ malgré les inconvénients causés par l'obligation d'effectuer les retraits au comptoir; ces déplacements auraient représenté jusqu'à 1,5 % de M1. Le DEIQ est devenu un outil de transaction encore plus intéressant lorsque les banques ont aboli les frais de retrait et commencé à implanter des guichets automatiques.

Outre les ponctions subies par M1 (lesquelles étaient englobées dans M2), de nombreux mouvements de fonds ont eu lieu entre les dépôts bancaires et les dépôts tenus dans les institutions parabancaires, le rythme d'introduction des innovations différant d'une institution financière à l'autre

et selon le type d'institution. Ces mouvements de fonds se sont produits pour la plupart entre des composantes de l'agrégat M2+.

2.2 Les guichets automatiques

Au début des années 80, les niveaux records où se situaient les taux d'intérêt ont incité les particuliers à augmenter leurs transferts entre comptes de chèques et DEIQ. L'implantation de guichets automatiques, facilitée par le progrès technique, est de ce fait devenue plus attrayante pour les institutions financières, et le nombre des guichets s'est mis à croître très rapidement.

Incidence sur les agrégats monétaires

L'on s'attendrait normalement à ce qu'une accessibilité accrue des comptes tenus par les particuliers amène ceux-ci à réduire leurs avoirs en espèces, surtout lorsque le solde quotidien de leurs dépôts rapporte des intérêts. Il s'est toutefois avéré difficile de mesurer l'ampleur de cet effet.

2.3 Les comptes de chèques à intérêt quotidien (CCIQ)

La Banque de la Colombie-Britannique a de nouveau innové en introduisant en 1977 le premier compte de chèques à intérêt quotidien (CCIQ). Canada Trust a lancé son propre CCIQ en 1979, et la première banque à offrir ce type de compte à l'échelle du pays a été la Banque de Montréal, en avril 1980. Par suite de certaines contraintes d'ordre technique, les autres grandes banques n'ont mis en marché leurs propres CCIQ qu'en 1981 et 1982. Au début, les banques versaient un intérêt de 3 % sur tous les fonds déposés dans ces comptes. En janvier 1981, la Banque Toronto-

Dominion a commencé à offrir un CCIQ à taux d'intérêt progressif, soit le premier compte qui combinait le droit de tirer des chèques et le paiement d'un taux d'intérêt comparable à celui d'un dépôt d'épargne sur la tranche de plus de 2 000 $. La plupart des autres banques ont suivi son exemple en 1982. La Banque de Montréal a été la dernière à le faire en novembre 1985. Comme cela avait été le cas pour les premiers CCIQ, le rythme auquel ces innovations sont apparues a été en grande partie fonction des moyens techniques dont les banques disposaient.

Le taux d'intérêt était de 3 % sur la première tranche du solde, laquelle était généralement de 2 000 $. D'autres paliers s'y sont ajoutés avec le temps, jusqu'à ce que la tranche supérieure soit assortie d'un taux comparable au taux d'intérêt des dépôts à terme de 90 jours des particuliers. Les banques offraient également le droit de tirer gratuitement des chèques aux clients qui maintenaient au cours du mois un solde minimal supérieur à un certain montant (200 $ à l'origine). Certaines banques retournaient les chèques aux clients moyennant des frais additionnels, mais les succursales de la plupart d'entre elles ont délaissé cette pratique dans le but d'éviter les coûts liés au processus mensuel de tri et de retour des chèques. Les marchés des dépôts des particuliers sont très segmentés, comme en témoigne le fait que certaines banques offrent deux types de CCIQ comportant des structures de taux progressifs et de frais différentes et visant des marchés distincts.

Incidence sur les agrégats monétaires

L'expansion initiale des CCIQ a été principalement alimentée par les fonds provenant des DEIQ et des comptes de chèques. Les dépôts à terme des particuliers ont également subi des ponctions de faible ampleur à mesure que les banques créaient de nouvelles tranches rémunérées à des taux de plus en plus élevés. Ces transferts de fonds en provenance des DEIQ et des

dépôts à terme ont provoqué une hausse de M1A[3], même s'ils étaient entièrement pris en compte par l'agrégat M2+. On a toutefois observé des déplacements de fonds en provenance et à destination de M2, le rythme d'implantation des innovations différant de nouveau d'une institution financière à l'autre. Grâce à des campagnes dynamiques de mise en marché des CCIQ, les banques ont réussi, entre 1984 et 1986, à accroître leur part de marché aux dépens des sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire, à l'exception toutefois de Canada Trust. Ce phénomène s'est reflété dans la croissance de M2.

2.4 Les DEIQ à solde élevé («comptes bons du Trésor»)

En octobre 1985, la Banque Toronto-Dominion a introduit sur le marché le «compte d'investisseurs» : il s'agit d'un DEIQ doté d'une structure de taux d'intérêt progressifs, dans laquelle le taux d'intérêt augmente avec le solde du compte. Canada Trust a lancé un compte analogue en décembre 1985 et, au milieu de 1987, ce type de compte existait dans les cinq grandes banques[4]. Les rendements produits par les tranches les plus élevées se comparent à ceux des bons du Trésor. C'est d'ailleurs pourquoi ces comptes ont été mis en marché par les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire sous le nom de «comptes bons du Trésor». Dans certains cas, le taux le plus élevé est appliqué à la totalité du solde; dans d'autres, il ne s'applique qu'à la

---

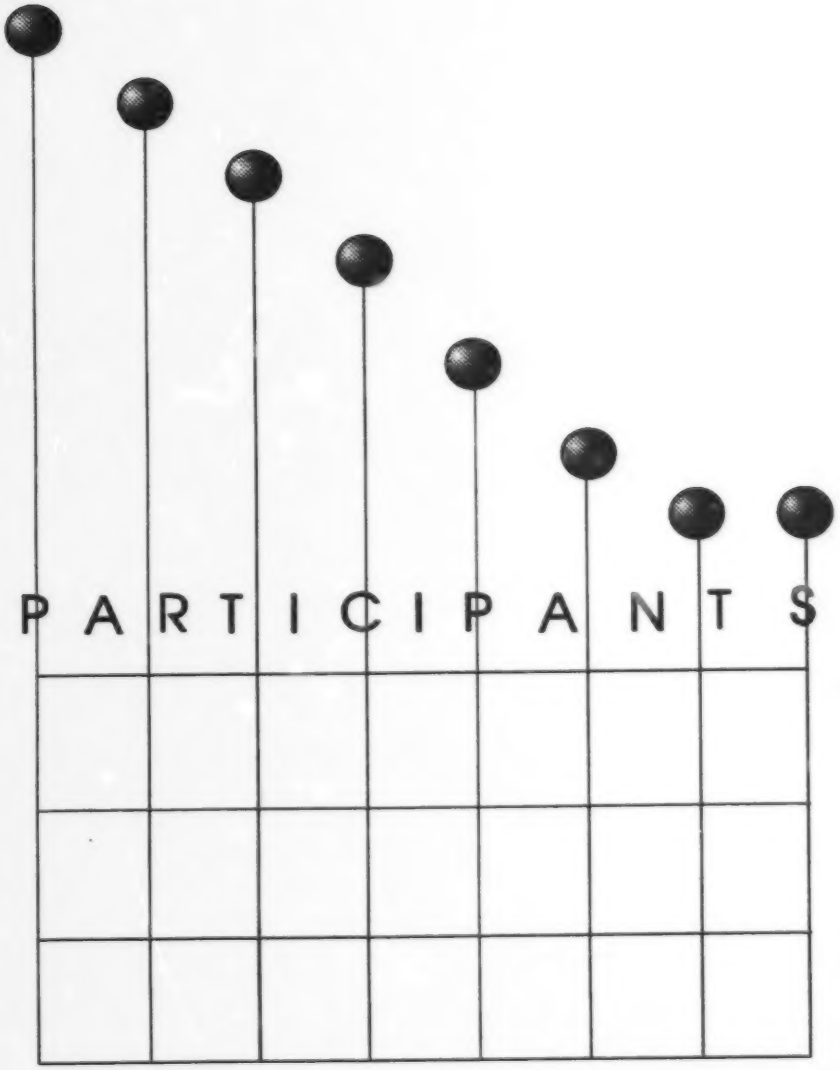
[3] L'agrégat M1A a été conçu en mars 1983 en vue de mesurer les encaisses détenues à des fins de transaction dans le contexte des nouvelles dispositions institutionnelles. On obtient M1A en ajoutant à M1 tous les dépôts à intérêt quotidien transférables par chèque ainsi que les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers.

[4] La Banque Nationale a introduit un compte à solde élevé qui permettait l'émission gratuite de chèques lorsque le solde minimal atteint durant le mois dépassait 10 000 $. Par contre, les clients tirant des chèques sur des soldes inférieurs se voyaient imposer des frais comparables à ceux dont étaient assortis les comptes de chèques personnels. Comme les détenteurs de ce nouveau type de compte à solde élevé l'utilisaient en pratique à des fins de transaction, celui-ci a été classé parmi les CCIQ.

portion du solde dépassant le palier supérieur. En règle générale, les clients ont droit à deux chèques gratuits par mois et paient 1,25 $ pour chacun des chèques additionnels. Comme ces comptes ne peuvent servir à des fins de transaction, ils sont classés parmi les dépôts d'épargne des particuliers non transférables par chèque.

Incidence sur les agrégats monétaires

Dans la mesure où l'expansion des DEIQ à solde élevé s'est faite en partie au détriment des obligations d'épargne du Canada ou de titres du marché monétaire tels que les bons du Trésor, on peut dire qu'elle a touché tous les agrégats monétaires. Cependant, ces comptes semblent avoir été principalement alimentés, du moins à l'origine, par des fonds provenant des CCIQ, d'autres DEIQ ainsi que des dépôts à terme des particuliers, de sorte que la plupart des transferts de fonds se trouvaient englobés dans M2+. Toutefois, comme le rythme d'implantation des innovations financières différait d'une institution à l'autre, des déplacements de fonds se sont naturellement opérés tant en provenance qu'à destination de l'agrégat M2. La part des tranches de plus de 60 000 $ représente plus de la moitié des sommes tenues dans ces comptes, ce qui laisse supposer que leurs détenteurs seraient relativement sensibles aux variations des taux d'intérêt. Reste à savoir si cela se traduit par une sensibilité accrue de l'ensemble de l'agrégat M2 (ou de M2+) aux taux d'intérêt.


PARTICIPANTS

PARTICIPANTS*

Auteurs

Steve Ambler, professeur régulier, Université du Québec à Montréal

Francesco Caramazza, chargé de recherches, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Allan Crawford, analyste principal, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Ed Fine, chef adjoint, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Allan Gregory, professeur agrégé, *Queen's University*

Doug Hostland, économiste, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Kim McPhail, analyste principale, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Patrice Muller, conseiller en recherches, département des Recherches, Banque du Canada

Alain Paquet, professeur régulier, Université du Québec à Montréal

Daniel Racette, professeur agrégé, École des Hautes Études Commerciales (Montréal) et Université du Québec à Montréal

Jacques Raynauld, professeur agrégé, École des Hautes Études Commerciales (Montréal)

Gregor Smith, professeur adjoint, *Queen's University*

Tony Wirjanto, étudiant de troisième cycle, *Queen's University*

---

* Les postes décrits ci-après sont ceux qu'occupaient les participants en mai 1990.

Critiques et participants à la table ronde

Paul Boothe, professeur agrégé, *University of Alberta*

Jean-Marie Dufour, professeur, Université de Montréal

Pierre Duguay, chef du département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Pierre Fortin, professeur régulier, Université du Québec à Montréal

Charles Freedman, sous-gouverneur, Banque du Canada [économiste invité (Clifford Clark) au ministère des Finances]

Peter Howitt, professeur, *University of Western Ontario*

John McCallum, professeur et président, département d'économique, Université McGill

Steve Poloz, sous-chef, département des Relations internationales, Banque du Canada

Douglas D. Purvis, professeur et chef du département d'économique, *Queen's University*

Jack Selody, sous-chef, département des Recherches, Banque du Canada

Apostolos Serletis, professeur agrégé, *University of Calgary*

Autres participants

Charles Adams, économiste principal, Fonds monétaire international

Kevin Clinton, conseiller en valeurs, département des Valeurs, Banque du Canada

Jon Cockerline, chef, Section de l'analyse des marchés financiers, ministère des Finances

Denise Côté, économiste, département des Recherches, Banque du Canada

Autres participants

Barry Cozier, chargé de recherches, département des Recherches, Banque du Canada

Alain DeSerres, économiste, département des Relations internationales, Banque du Canada

Walter Engert, chargé de recherches, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Jean-François Fillion, économiste, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Nicole Gélinas, analyste principale, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Steve Harris, conseiller en valeurs, département des Valeurs, Banque du Canada

Ben Hunt, économiste, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Louise Hyland, économiste, département des Recherches, Banque du Canada

Paul Jenkins, conseiller, Banque du Canada

John Kuszczak, chargé de recherches, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Robert Lafrance, chargé de recherches, département des Relations internationales, Banque du Canada

Kate Langdon, économiste, département des Relations internationales, Banque du Canada

Ron Lange, analyste principal, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Autres participants

Danielle Lecavalier, économiste, département des Recherches, Banque du Canada

David Longworth, conseiller en recherches, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Mike McDougall, chargé de recherches, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Bruce Montador, sous-chef, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

Marie-Claude Montplaisir, économiste, département des Études monétaires et financières, Banque du Canada

John Murray, chef, département des Relations internationales, Banque du Canada

Sean O'Connor, agent des valeurs, département des Valeurs, Banque du Canada

Brian O'Reilly, conseiller en recherches, département des Relations internationales, Banque du Canada

Bruce Rayfuse, chef, Études sur les échanges commerciaux et la macro-économie, ministère des Finances

Ted Requard, sous-chef, département des Valeurs, Banque du Canada

Scott Roger, chargé de recherches, département des Relations internationales, Banque du Canada

David Rose, chef, département des Recherches, Banque du Canada

Richard Roy, directeur adjoint, Perspectives économiques, Conseil économique du Canada

Donald Stephenson, conseiller associé, Banque du Canada

Autres participants

Gordon Thiessen, premier sous-gouverneur, Banque du Canada

Simon van Norden, économiste, département des Relations internationales, Banque du Canada

William White, sous-gouverneur, Banque du Canada